

アンチ・ダンピング政策の有効性*

ー 日本のポリエステル短繊維及び電解二酸化マンガンの事例ー

宋 俊憲†

東京国際大学

1. はじめに

日本の法令上「不当廉売」と呼ばれるダンピング (dumping) とは、一般的に不当な安売りを意味するが、国際貿易の文脈では「ある国の産品をその正常な価額より低い価額で他国の商業へ導入する」行為として定義される。このダンピングが行われて輸入国の国内産業に実質的な損害 (material injury) が発生した場合に、輸入国の政府は、その産品に対して正常価格 (輸出国内の販売価格等) と輸出価格との差額 (dumping margin) を最高限度とする「アンチ・ダンピング」 (anti-dumping; AD) 税を賦課することができる (GATT 第 6.1 条)。この AD 措置は、GATT・WTO 基本原則の例外として、ダンピングという不公正な貿易慣行を是正するために認められる貿易救済措置の 1 つである。

一方、GATT 及び WTO 体制の下で世界の貿易自由化は大きく進展したものの、AD 措置が本来の趣旨と違って保護貿易手段に変貌し、その恣意的な運用や濫用が国際貿易紛争の火種となっている。WTO の統計によると、1995 年 1 月から 2012 年 6 月まで、延べ 4,125 件の AD 調査が行われており、2,649 件の AD 措置が発動された (WTO, 2013)。AD 措置の主要な発動国としては、インド (486 件)、米国 (309 件)、EU (284 件)、アルゼンチン (212 件)、中国 (154 件) 等が挙げられる一方で、中国 (643 件)、韓国 (172 件)、台湾 (142 件)、米国 (140 件)、日本 (118 件) 等は AD 措置の主な対象国となっている。WTO 体制の発足で新たな AD 協定が定められたものの、各国の政治的・制度的・政策的特殊性による AD 制度の恣意的な運用に歯止めがかかる様子は未だに見られない (Song & Lee, 2013)。

GATT から WTO 体制に移行しても、日本は依然として AD 措置の対象となるケースが多く、主に輸出国の立場から AD 濫用の防止に取り組んできた。例えば、日本は AD フレンズの一員として、WTO の DDA 交渉において国際規律の強化に必要な具体的な提案を行っており、日本が申立国となった WTO 紛争案件の中でも、その 3 分の 1 にあたる 5 件が相手国の AD 措置や制度に直接関係している。当然、日本がこれまで発動した AD 措置は少なく、1920 年に根拠法令が制定されて以来、AD 調査の申請件数は 8 件に過ぎない (付表参照)。したがって、AD に関する

* 本稿は、未定稿であり、著者の承諾なしに引用することは差し控えられたい。

† 〒350-1197 埼玉県川越市市場北 1-13-1 東京国際大学 商学部 / Tel: 049-232-1111 / E-mail: jsong@tiu.ac.jp

日本の研究は、主に被発動国の立場からアプローチしているものが多いと言わざるを得ない。

しかし、近年、AD 措置の発動に慎重な姿勢を堅持してきた日本が、制度改善と共に、発動国に変貌する動きを見せ始めている（川瀬, 2013; Song & Lee, 2013）。2002 年の韓国及び台湾産ポリエステル短繊維に対する AD 税の賦課は、WTO 体制の下で初の事例であり、同時期に発動された暫定セーフガード措置と並んで、日本の通商政策・貿易救済政策が大きく転換したことを意味する。このような状況の中で、AD 政策に関する研究も、従来のような被発動国の立場からの研究だけではなく、発動国としての観点も取り入れながら、その政策的な有効性について考察する必要がある。なぜなら、AD 措置は様々な貿易歪曲効果をもたらしており、仮に AD 税によって当該商品の輸入価格が上昇し対象国からの輸入が減少しても、逆に非対象国からの輸入が増加して国内産業救済には結びつかない場合も少なくないからである。

本稿は、Box & Tiao (1975) の干渉モデル (intervention model) を用いて、日本が WTO 発足以降に発動した 2 件の AD 措置—ポリエステル短繊維と電解二酸化マンガン—の輸入減少効果を推定する。AD 措置による国内産業救済は、川下産業や消費者の犠牲のもとで成り立っている点も指摘されており、これまでの AD 政策の有効性を検証することは非常に重要である。以下においては、まず第 2 章で AD 措置の貿易効果について、実証分析の結果を中心に既存研究を簡単にレビューし、第 3 章で干渉モデルについて説明する。第 4 章ではデータ解析及び単位根検定を行う、AD 措置の輸入減少効果について実証分析を行う。最後に第 5 章では、推定結果のインプリケーションを示す。

2. アンチ・ダンピング措置の貿易効果

AD 制度については、これまで数多くの研究がなされており、膨大な研究成果が蓄積されている (Blonigen & Prusa, 2001; Nelson, 2006; WTO, 2009)。その中でも、AD 制度に関する実証研究は、主に (1) AD 措置の決定要因 (determinants) を明らかにする研究と、(2) AD 措置がもたらす経済効果を推定する研究に大別される。まず AD 措置の決定要因に関する研究の主な焦点は、各国の制度運用上の特徴や傾向等であり、主にマクロ経済的な要因や国内外の政治経済的な要因等が議論される。次に AD 措置の経済効果については、国・産業・企業・製品レベルで分析が行われており、研究者の関心事項も経済厚生・貿易歪曲・競争力・生産性等、多岐にわたる。

一見、AD 制度の貿易効果は、実際に AD 税が賦課された場合のみ、発生すると思われる。しかし多くの研究が、AD 調査効果 (investigation effect) の重要性についても指摘している (Staiger & Wolak, 1994a)。Prusa (1997) によると、米国の AD 調査で対象国と非対象国の両方からの輸入が減少したことが明らかになった。AD 提訴企業の観点からみると、AD 調査は、その結果に関係なく、輸出国のライバルに嫌がらせ (harassment) を与えることが可能であり、輸出企業からの価格約束 (price undertaking) や輸出自主規制 (VER) も期待できるのである。Staiger & Wolak (1994b) は、AD 提訴者を「結果重視型」(outcome filer) と「過程重視型」(process filer) に分けて、前者は輸出企業のダンピングを中止させるために提訴する一方で、後者は輸出企業に対す

る嫌がらせや価格約束又は VER の合意が目的であると指摘する。

このように AD 調査は、輸出企業が自ら輸出単価を引き上げたり、輸出を自粛したりする等、委縮効果 (chilling effect) をもたらす。なぜなら、もし高率の AD 税が賦課されることになると、輸出企業は最悪の場合に輸出市場を失う恐れがあるからである。WTO の調査によれば、1980 年から 2005 年まで主要国の平均 AD 税率を見ると、米国の 41.4%をはじめ、メキシコ 89.5%、南アフリカ 29.1%、韓国 27.4%、中国 21.4%、EU 17.6%、カナダ 12.1%等、ほとんどが 2桁となっている (WTO, 2009)。仮に輸出企業が法的な手段で AD 紛争の解決を試みても、高額な訴訟費用を負担しなければならない一方で、誠実に調査に応じてもらえば「無罪放免」される保証もない。したがって、輸出企業は、ある程度の損害を受けても、AD 調査が終了する前に事件を解決した方が良いと思うのである (Irwin, 2009)。このような背景により、多くの AD 調査が、輸出国側との価格約束や VER の合意で、途中で取り下げられる。日本の場合も、1980 年代に発生した 3 件の AD 提訴がすべて輸出国側の自主規制措置で取り下げられた。事実、AD 調査が途中で取り下げられても、AD 税の賦課とほぼ同じ効果が発生する (Rutkowski, 2007)。

当然、AD 税の賦課は、様々な貿易歪曲効果の原因となる。Bown & Clowley (2007) は、AD 措置の貿易効果を次のように分類している。例えば、米国政府が日本の輸出企業に AD 税を賦課した場合に、米国では (1) 日本からの輸入が減少する「輸入減少効果」(trade destruction) と (2) 日本以外の国からの輸入が増加する「輸入転換効果」(trade diversion) が発生し、日本では (3) 日本企業の第 3 国への輸出が増加する「輸出屈折効果」(trade deflection) と (4) 第 3 国から日本への輸出が減少する「輸出不振効果」(trade depression) が発生すると考えられる。

AD 税の賦課は、当該商品の輸入単価が上昇するので、対象国からの輸入が減少することになる。特に、ダンピング・マージン (AD 税率) が高いほど、輸入減少効果も大きい (Prusa, 1997)。実際に、インドの場合に、暫定措置による平均 AD 税率が約 81%に上り、大幅な輸入減少の原因となった (Ganguli, 2008)。また Niels & ten Kate (2006) によれば、メキシコの場合は、AD 措置で対象国の輸入単価が 42%上昇し、輸入数量が 81%減少した。しかし、AD 措置の輸入減少効果は、財の特性によって異なる結果が生じる可能性もある (Aggarwal, 2011)。例えば、中間財 (intermediate goods) や資本財 (capital goods) は、相対的に最終消費財より価格変化で輸入需要が敏感に反応しない傾向があり、AD 税の影響が比較的小さいと予想される。

一方、AD 税の賦課で対象国の輸入が減少しても、逆に非対象国からの輸入が増加することも多く見られる。現実的に、輸入業者は、AD 税の支払いを避けるため、非対象国に輸入先を変えるのである。Prusa (1997) は、AD 措置による米国の輸入減少効果は、輸入転換効果で相殺されたと指摘している。AD 措置の輸入転換効果については、EU、カナダ、中国等を対象とした先行研究でも同様の結果が得られている (Brenton, 2001; Malhotra & Rus, 2009, Park, 2009)。しかし、Konings *et al.* (2001) では、EU の AD 措置と輸入転換効果との間に、統計的に有意な関係が見られなかった。輸入転換効果の有無は、AD 政策の有効性を評価する尺度として用いることができる。最近では、多くの国が、輸入転換効果を防ぐために、ダンピングの疑いが弱い国又は企業も調査の対象に含めて、一括的に AD 税を賦課する傾向も見られる (Irwin, 2009)。

表1 AD措置の貿易効果に関する主な先行研究

研究者	対象国(期間)	従属変数(単位)	推定方法	主な分析結果
Prusa (1997)	米国 (1980~1988)	輸入額 (TSUSA 5桁)	OLS	AD税の輸入減少効果は、 輸入転換効果によって相殺 される。
Brenton (2001)	EU (1989~1994)	輸入量・輸入額・ 輸入額シェア (HS 8桁)	OLS	AD税は輸入転換を招来し、 その主な輸入先はEU域外 国である。
Konings <i>et al.</i> (2001)	EU (1985~1990)	輸入額・輸入増加率 (HS 8桁)	OLS, Robust, Heckman	AD措置の輸入転換効果は 統計的に非有意である。
Krupp & Skeath (2002)	米国 (1978~1992)	輸入量・国産生産量 (TSUSA 7桁及び SIC 8桁)	2SLS	AD税により、川上産業の 生産量は増加するが、川下 産業の生産量は減少する。
Taylor (2004)	米国 (1990~1997)	輸入額・輸入量・輸 入単価 (HS 10桁)	Regression	AD調査の取下げは、貿易 に有意な影響を与えない。
Niels & ten Kate (2006)	メキシコ (1992~1997)	輸入額・輸入量・輸 入単価 (HS 8桁)	Pooled OLS	AD税で輸入は減少するが、 輸入転換は発生してない。
Bown & Crowley (2007)	米国の対日本 AD措置 (1992~2001)	輸入増加率 (HS 6桁)	GMM	日本に対する米国のAD税 により、日本の第3国への 輸出が5~7%増加した。
Rutkowski (2007)	EU (1992~2004)	輸入単価・輸入量 (CN 8桁)	GLS	AD調査が取下げられても、 輸入量の減少と輸入単価の 上昇が発生する。
Malhotra & Rus (2009)	カナダ (1990~2000)	輸入額・輸入量 (HS 10桁)	OLS, FE, GMM	AD税で対象国からの輸入 が減少し、AD提訴による 嫌がらせ効果も見られる。
Park (2009)	中国 (1997~2004)	輸入量 (HS 8桁)	GMM	AD措置の輸入減少効果が 輸入転換で相殺される。
Aggarwal (2011)	インド (1994~2001)	輸入量・輸入価格 (HS 8桁)	FE, IV, GMM	AD措置による輸入単価上 昇で、途上国からの輸入は 減少したが、先進国からの 輸入は減少してない。輸入 転換は発生してない。

注：OLS; Ordinary Least Squares, 2SLS; Two-Stage Least Squares, GMM; Generalized Method of Moments, GLS;
Generalized Least Squares, FE; Fixed Effects, IV; Instrumental Variable.

最後に、Bown & Clowley (2007) によれば、米国が日本に対して発動した AD 措置によって日本の第3国への輸出が5~7%増加(輸出屈折効果)しており、また米国が第3国に賦課した AD 措置の影響で日本の第3国への輸出が5~19%減少(輸出不振効果)したことが分かった。このように、一国の AD 措置は、第3国で新たな保護貿易措置が発生する誘因となり、連鎖的な AD 措置の拡散につながる。同様に、過去の AD 発動国に対する報復 (retaliation) も、AD 措置の主要な決定要因の1つである (Vandenbussche & Zanardi, 2010)。

3. 分析モデル

ある確率変数に外生的な攪乱又は衝撃を導入し、その効果を評価しようとする場合に、Box-Jenkins モデルの拡張として干渉モデル (intervention model) が考えられる (Box & Tiao, 1975; Box *et al.*, 2008)。このモデルは、伝達関数モデル (transfer function model) の特殊なケースであり (Vandaele, 1983)、従来の ARIMA モデルとダミー変数を組み合わせることによって、干渉 (intervention) もしくは事象 (event) と呼ばれる外生的な変化の影響を測定できる (Box & Tiao, 1975)。社会科学における応用例としては、新たな法規制の効果、政界再編の影響、心理治療による行動変化を分析したもの等が挙げられる (McCleary & Hay, 1980)。国際経済分野においては、EU が日本産ポリプロピレン (polypropylene) に対して発動した AD 措置の効果进行分析した Lloyd *et al.* (1998) の研究等がある。本章では、まず Box & Jenkins によって導き出された ARIMA モデルを概観し、次に Box & Tiao (1975) によって精緻化された干渉モデルについて説明する。

3.1 ARIMA モデル

z_t を原データもしくは、分散を安定化させるために対数変化を施した後で得られた系列とする
と、最初に1階の自己回帰 (Autoregressive) モデル AR(1) は次のように表すことができる。

$$z_t = \varphi_1 z_{t-1} + a_t \quad \dots (1)$$

ここで φ_1 は自己回帰パラメータであり、 z_{t-1} は1単位変化したときの z_t への影響を表している。 a_t は誤差項で、平均0、分散 σ^2 の正規分布に従う確率変数(ホワイト・ノイズ)である。また a_t と z_{t-1} は互いに独立であると仮定される。

次に同じく1階の移動平均 (Moving Average) モデル MA(1) は次のように定義される。

$$z_t = a_t - \theta_1 a_{t-1} \quad \dots (2)$$

ここで a_{t-1} は $t-1$ 期の誤差であり、 θ_1 は移動平均パラメータと呼ばれ、過去の誤差の z_t への影響を表している。 a_t は式 (1) と同様に、ホワイト・ノイズを意味する。

上記の式 (1) 式 (2) を結合させて

$$z_t = \varphi_1 z_{t-1} + a_t - \theta_1 a_{t-1} \quad \dots (3)$$

が得られる。この式 (3) のような型のモデルを自己回帰移動平均 (Autoregressive Moving Average) モデルと呼び、ARMA(p, q) のように表す。ここで p は自己回帰パラメータの数を表し、 q は移動

平均パラメータの数を表す。当然、式(3)はARMA(1, 1)である。一般的に、ARMA(p, q)モデルは、次のように表される。

$$z_t = \varphi_1 z_{t-1} + \varphi_2 z_{t-2} + \dots + \varphi_p z_{t-p} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \dots - \theta_q a_{t-q} \quad \dots (4)$$

一方、 z_t が非定常の場合には、階差をとることによって定常系列に変換することができる。まず z_t の連続差分を次のように定義する。

$$w_t = z_t - z_{t-1} \quad \dots (5)$$

そしてARMA(1, 1)モデルの z_t と z_{t-1} を w_t と w_{t-1} で置き換えて次式が得られる。

$$w_t = \varphi_1 w_{t-1} + a_t - \theta_1 a_{t-1} \quad \dots (6)$$

式(5)と式(6)で表される z_t の過程を自己回帰和分移動平均(Autoregressive Integrated Moving Average)モデルと呼び、ARIMA(p, d, q)のように表す。上記の式はARIMA(1, 1, 1)モデルとなる。

ここで括弧の中の数字は、それぞれ自己回帰過程の階数、定常化に必要な階差の階数、及び移動平均過程の階数を示す。もし時系列データに季節的な変動パターンが見られる場合には、1年を周期とする季節変動を考慮したモデルを扱う必要がある。それを季節性自己回帰和分移動平均(Seasonal Autoregressive Integrated Moving Average)モデルと呼び、SARIMA(p, d, q)(P, D, Q) s のように表す。ここで下付き文字 s は、季節性を表す自然数(四半期データは4、月次データは12)である。

多くの場合に、一階の階差は、差分演算子(difference operator) ∇ を使って表され、次のように定義される。

$$\nabla z_t = z_t - z_{t-1} \quad \dots (7)$$

またラグ演算子(lag operator) B で次のように表すこともできる。

$$\nabla z_t = z_t - z_{t-1} = z_t - Bz_t = (1 - B)z_t \quad \dots (8)$$

したがって、差分演算子とラグ演算子の間には、次の関係があることが分かる。

$$\nabla = 1 - B \quad \dots (9)$$

差分演算子 ∇ とラグ演算子 B を使うことによって、ARIMA(p, d, q)モデルは、次のような式で表すことができる。もし定数項を含める必要があれば、定数項を右辺に加える。

$$\varphi(B)w_t = \theta(B)a_t \quad \dots (10)$$

ここで、 $w_t = (1 - B)^d z_t$ であり、このモデルを水準型で表すと

$$Z_t = \frac{\theta(B)}{\varphi(B)(1-B)^d} a_t \quad \dots (11)$$

となる。

3.2 干渉モデル

時系列データの動きが、ある時点 T の外生的な変化によって干渉される場合には、1変量ARIMAモデルに新たな説明変数を追加してその効果を考慮しなければならない。そこで、ARIMAモデルと干渉モデルを結合し、次のように表すことができる。

$$Z_t = \frac{\theta(B)}{\varphi(B)(1-B)} a_t + \Psi(B) I_t^T \quad \dots (12)$$

ここで、 I_t は干渉の有無を表すダミー変数（0 又は 1）であり、 T は干渉の時点を示す。 $\Psi(B)$ は伝達関数と定義され、この伝達関数とダミー変数の形式を組み合わせることにより、多様な干渉効果の形状を表すことができる。また、 $\Psi(B) = \omega(B)/\delta(B)$ であり、ここで ω は干渉の大きさを表すパラメータであり、この干渉の大きさは $t \rightarrow \infty$ のとき δ に依存した速さで幾何的に0へ減少していく。

干渉変数 (I_t) は、恒久的な (permanent) 影響を表す階段関数 (step function) と、一時的な (temporary) 影響を表す衝撃関数 (pulse function) で区別される (Box & Tiao, 1975)。まず階段関数 ($S_t^{(T)}$) は、

$$I_t^{(T)} = S_t^{(T)} = \begin{cases} 0: & t < T \\ 1: & t \geq T \end{cases} \quad \dots (13)$$

と表される。ここで T は、事象 (干渉) の開始時点を表し、事象が起きる前は 0 の値をとり、それ以降の値は 1 となる。次に衝撃関数 ($P_t^{(T)}$) は、

$$I_t^{(T)} = P_t^{(T)} = \begin{cases} 0: & t \neq T \\ 1: & t = T \end{cases} \quad \dots (14)$$

と表される。ここで T は、事象 (衝撃) の起きた時点であり、事象が起きたときのみ 1 の値をとり、その前後は 0 の値をとる。これらの変数以外にも、干渉が複数回起きるとき等、ほかの確定的な干渉関数を用いることも可能である (Brockwell & Davis, 2002)。

一般的に干渉効果の形状は、(1) 突然 (abrupt) の開始と恒久的に継続、(2) 漸次的な (gradual) 開始と恒久的に継続、(3) 突然の開始と一時的に継続、(4) 漸次的な開始と一時的に継続、と 4 つに分類される (Vandaele, 1983)。

第 1 に、もし固定された未知の大きさを持つ干渉効果が、既知の時点で開始されるときの干渉モデルは、次のように表される。

$$Y_t = \omega S_t^{(T)} \quad \dots (15)$$

ここで、 Y_t は干渉モデルの出力であり、 ω は干渉の大きさを表すパラメータである。もし干渉効果が、干渉が発生してから 1 期後に現れる場合は、次のような式となる。

$$Y_t = \omega B S_t^{(T)} \quad \dots (16)$$

ここで B はラグ演算子である。

第 2 に、干渉効果が、一度にすべて現れないで徐々に現れる場合は、次のような干渉モデルが考えられる。

$$Y_t = \frac{\omega B}{1-\delta B} S_t^{(T)} \quad \dots (17)$$

ここで、分母のパラメータ δ が 0 の場合は「突然の開始・恒久的継続」のモデルと同じになり、 $\delta = 1$ ならば干渉効果が際眼なく直線的に増加していくモデル (ramp 型) となる。 δ が 0 と 1 の間の値をとると、中間の状況が現れる。

第 3 に、干渉効果が、突然開始されて一時的に継続する場合は、次のようなモデルとして表す

ことができる。

$$Y_t = \frac{\omega B}{1-\delta B} P_t^{(T)} \quad \dots (18)$$

ここで δ は、干渉の大きさ (ω) の減衰率 (rate of decay) である。もし $\delta = 0$ ならば干渉効果が1期間のみに現れるが、 $\delta = 1$ ならばその効果が恒久的に持続する。もし突然の干渉が徐々に減少していくものの、その効果が恒久的に残る場合のモデルは、

$$Y_t = \left\{ \frac{\omega_1 B}{1-\delta B} + \frac{\omega_2 B}{1-B} \right\} P_t^{(T)} \quad \dots (19)$$

となる。式 (19) は、同じ時点に発生した2つの干渉の和となる。

最後に、干渉効果が徐々に増加していくが、その後漸次的に減少していく干渉モデルは、

$$Y_t = \frac{\omega_0}{1-\delta_1 B - \delta_2 B^2} P_t^{(T)} \quad \dots (20)$$

である。これらの基本分類を組み合わせることによって、より精巧な干渉モデルを作ることも可能である (Vandaele, 1983)。一般的に干渉分析 (intervention analysis) の目的は、干渉の影響を推定することと、得られたモデルを用いて予測をすることである (Brockwell & Davis, 2002)。干渉モデルの推定は、次のようなプロセスで行われる (McCleary & Hay, 1980)。

まず、干渉の時点を特定し、干渉前のデータを使って、1変量 ARIMA モデルの同定 (identification) を行い、 (p, d, q) と (P, D, Q) の値を決定する。通常、ARIMA モデルの同定では、データのプロットで変換・差分・季節変動の検討が行われ、自己相関関数 (ACF) 及び偏自己相関関数 (PACF) の形状を評価して、データの定常性を確認しながら、複数の利用可能な ARIMA モデルを選択する。ここで次数の選択に当たっては、いわゆる「節約の原理」 (principle of parsimony) に従い、なるべく推定するパラメータを少なくした方が望ましい。モデル選択の際には、AIC (Akaike Information Criterion) や SBC (Schwartz Bayesian Information) も考慮して行うことができる。

次に、ARIMA モデルの推定 (estimation) と診断 (diagnostic checking) を行う。ここで各パラメータの推定値は、すべて統計的に有意でなければならない (Enders, 1995)。もし1つでも係数が有意でなければ、そのパラメータを削除したり、次のモデルを選択したりする。ここで残差は、必ずホワイト・ノイズにならなければならない。残差が系列相関を有するか否かについての診断は、残差の自己相関関数や Ljung-Box の Q テスト等で行う。

最後に、ARIMA モデルと干渉モデルを結合し、干渉前後の全データで推定を行う。干渉モデルの形状は必ずしも正確に特定化する必要はなく、経験的に分析可能なある試験的なモデルを特定すればよい (Vandaele, 1983)。もし明確な外れ値 (outlier) が存在する場合には、その外れ値の特性を把握した上で、事象や干渉とは別途に、モデルの中に取り入れなければならない (Yaffee & McGee, 2000)。外れ値を無視すると、時系列の ACF と PACF に深刻なバイアスが生じる。同様に、残差の診断は非常に重要であり、Q 統計量等を用いて残差がホワイト・ノイズであるか確認する。そして干渉の効果を説明するパラメータ (ω や δ) の符号と統計的な有意性を確認し、その意味を解釈する。

4. 実証分析：日本の PSF 及び EMD 事例

本章は、前章で示した干渉モデルを用いて、日本が発動した2件のAD措置—ポリエステル短繊維（PSF：Polyester Staple Fiber）と電解二酸化マンガン（EMD：Electrolytic Manganese Dioxide）—の輸入減少効果を推定する。以降、すべての統計解析は、統計ソフトウェア RATS（Regression Analysis of Time Series, Ver.8.0）を用いて実施する。

4.1 データ

本章で分析する時系列データは、PSF（HSコード：5503.20-010）と EMD（HSコード：2820.10-000）の輸入数量（kg 単位）であり、いずれも財務省「貿易統計」から集計したものである。データは、PSFが1993年1月から2012年12月まで、EMDが1999年1月から2012年12月までの月次データであり、季節変動調整は行われていない。

図1 ポリエステル短繊維（PSF）の輸入推移

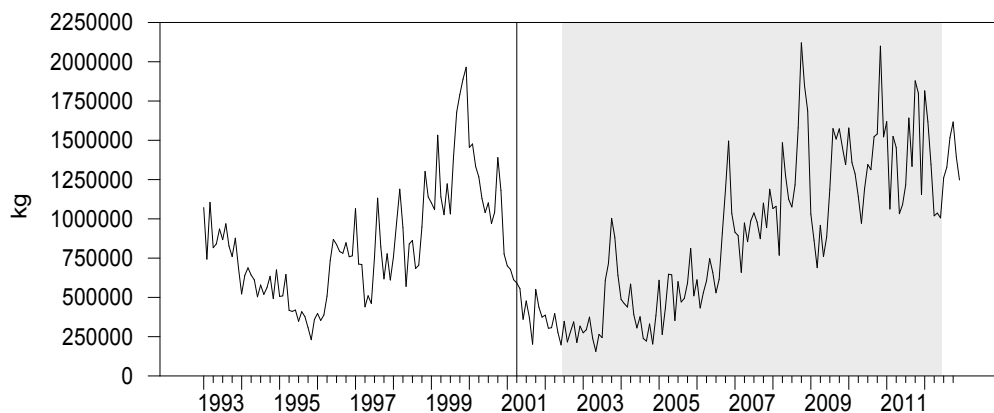


図2 電解二酸化マンガン（EMD）の輸入推移

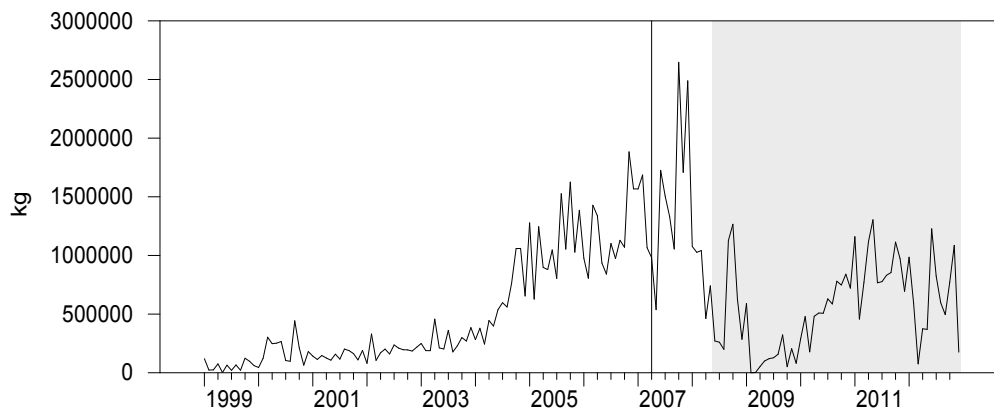


図1と図2は、PSFとEMDの輸入数量データをプロットしたものである。これらのグラフの中に表示されている縦線と影の部分は、それぞれAD調査開始月とAD税賦課の期間を示す。PSFの事例では、2001年4月23日に調査が開始され、2002年7月26日から5年間のAD税の賦課が決定されたが、2007年6月29日に課税延長が認められ、最終的に2012年6月28日に課税期間が満了した。一方EMDの事例では、2007年1月31日に調査が開始されて、2008年6月14日に暫定的AD税が賦課されたが、2008年9月1日から2013年8月31日までに5年間AD税が正式に賦課されることとなった。

時系列プロットを見ると、PSFの輸入数量は、AD調査の前後に急激に減少した後に、AD税が賦課されてからまた増加する傾向が見られる。EMDの場合は、AD調査の前後に輸入数量が増加し、AD税の賦課で一時的に急激に減少したが、その後徐々に増加している。周知のように、時系列分析を行うためには、そのデータが定常であることが不可欠であるが、PSFとEMDの原時系列データのプロットでは不均一分散とトレンドの存在が疑われる。そこで、まず分散を一定にする必要性から、原時系列データに対数変換を行った ($\ln(\text{PSF})$ と $\ln(\text{EMD})$)。しかし対数変換してもトレンドが完全に除去されておらず、また対数変換データの自己相関関数は徐々にゼロに近づいたので、対数変換データについて1階の階差をとった ($\Delta\ln(\text{PSF})$ と $\Delta\ln(\text{EMD})$)。表2は、以上のような流れで算出された各変数の記述統計量を示したものである。

表2 記述統計量

事例	変数	観測値	平均	標準偏差	最小値	最大値
PSF	PSF	240	866,430	440,052	155,681	2,120,569
	$\ln(\text{PSF})$	240	13.527	0.567	11.956	14.567
	$\Delta\ln(\text{PSF})$	239	0.001	0.277	-0.828	1.004
EMD	EMD	168	585,669	513,680	0	2,647,196
	$\ln(\text{EMD})$	167	12.784	1.197	7.601	14.789
	$\Delta\ln(\text{EMD})$	165	0.037	0.794	-3.512	3.356

4.2 単位根検定

本節では、データの定常性 (stationarity) を確認するため、単位根 (unit root) 検定を行う。データが単位根を含んでいる場合、即ち非定常な性質を持つデータで分析を行うと見せかけ回帰 (spurious regression) が生じる可能性がある。ここでは、対数変換データと対数変換データについて1階の階差をとったデータに関して、拡張 Dickey-Fuller (ADF) 検定と Phillips-Perron (PP) 検定を行って比較する。一方、ADFやPP等の単位根検定は、時系列に構造変化 (structural break) が起きた場合に、その検出力が著しく低下する傾向がある。したがって、ここではAD調査の以前と以降、そして全期間に分けてそれぞれADF検定とPP検定を行う。得られた統計量が臨界値より大きければ、単位根が存在するという帰無仮説を棄却できる。表3は、単位根検定の結果

をまとめたものである。その結果、すべての変数について、1階の階差をとるとほとんど1%の有意水準で帰無仮説が棄却された。即ち $\Delta \ln(\text{PSF})$ と $\Delta \ln(\text{EMD})$ は、すべての期間において定常である。以降の分析は、対数変換した上で1階の階差をとったデータで分析する。

表3 単位根の検定

事例	期間	変数	ADF 検定	PP 検定
PSF	1993:01~2012:12	$\ln(\text{PSF})$	-2.871*	-3.378**
		$\Delta \ln(\text{PSF})$	-20.434***	-21.590***
	1993:01~2001:03	$\ln(\text{PSF})$	-2.676*	-2.490
		$\Delta \ln(\text{PSF})$	-11.718***	-12.347**
	2001:04~2012:12	$\ln(\text{PSF})$	-2.841*	-2.429
		$\Delta \ln(\text{PSF})$	-16.308***	-17.363***
EMD	1999:01~2012:12	$\ln(\text{EMD})$	-3.818***	-5.842***
		$\Delta \ln(\text{EMD})$	-10.938***	-27.611***
	1999:01~2006:12	$\ln(\text{EMD})$	-1.391	-2.759*
		$\Delta \ln(\text{EMD})$	-8.720***	-28.688***
	2007:01~2012:12	$\ln(\text{EMD})$	-6.388***	-6.475***
		$\Delta \ln(\text{EMD})$	-6.719***	-13.954***

注：***、**、*は、それぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

一方、分析には月次データが使用されるので、季節周期が存在する可能性も考慮しなければならない。季節変動は、トレンドと同様に、時系列分析において重要な問題である。季節単位根が存在する場合には、季節階差をとる等、季節調整を行う必要がある。通常、データが季節的な非定常性を持つ場合に、例えば月次データのときには12、24、36等のラグを持つ期において、速やかに消えて行かない自己相関関数のスパイクが観測される。幸いに $\Delta \ln(\text{PSF})$ と $\Delta \ln(\text{EMD})$ の自己相関関数はスパイクが急速に消えて行ったので、追加的な季節差分は必要ないと判断される。

また、表4は Beaulieu & Miron (1993) の方法による季節単位根検定の結果である。Hylleberg *et al.* (1990) は、四半期データの季節変動に対する単位根検定の方法 (HEGY テスト) を示しており、その方法が Beaulieu & Miron (1993) によって月次データに応用できるように発展されている。ここで季節性の有意性は、t検定とF検定を併用して判断することができる。ここでも $\Delta \ln(\text{PSF})$ と $\Delta \ln(\text{EMD})$ は、少なくとも1つの周期において季節単位根が存在するという帰無仮説を棄却できるので、季節単位根は存在しないと結論が得られた。

表4 季節単位根の検定

周期	統計量	変数	
		$\Delta \ln(\text{PSF})$	$\Delta \ln(\text{EMD})$
0	π_1	-0.01	1.91
π	π_2	-0.33	-1.62
$\pi/2$	π_3	4.90	7.83
	π_4	-1.57	-0.82
$2\pi/3$	π_5	-7.67***	-10.96***
	π_6	2.87	3.53
$\pi/3$	π_7	2.53	4.02
	π_8	-0.65	-2.42
$5\pi/6$	π_9	-4.30***	-6.05***
	π_{10}	4.15	2.94
$\pi/6$	π_{11}	-10.86***	-12.48***
	π_{12}	1.47	1.15
$\pi/2$	$F_{3,4}$	12.54***	30.69***
$2\pi/3$	$F_{5,6}$	32.97***	69.11***
$\pi/3$	$F_{7,8}$	3.29	10.74***
$5\pi/6$	$F_{9,10}$	24.56***	27.95***
$\pi/6$	$F_{11,12}$	82.49***	107.30***

注：***、**、*は、それぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示す。検定統計量の臨界値は Beaulieu & Miron (1993) の表 A.1 を用いる。検定は、切片・トレンド・季節性ダミーを用いた方法で行う。

4.3 干渉分析

本節では、干渉モデルを用いて、日本の PSF と EMD の事例において、AD 調査及び AD 税賦課が輸入数量に与えた影響を推定した。最初に、干渉の時点を特定し、干渉前のデータを使って、1 変量 ARIMA モデルを同定する必要がある。そこで、AD 調査以前までのデータを用いて、ACF と PACF の形状及び AIC と SBC を確認して $\Delta \ln(\text{PSF})$ と $\Delta \ln(\text{EMD})$ の ARIMA モデルを選択した。表 5 は、 $\Delta \ln(\text{PSF})$ と $\Delta \ln(\text{EMD})$ に対する ARIMA モデル候補の推定結果をまとめたものである。

まず $\Delta \ln(\text{PSF})$ の場合に、ACF と PACF の形状を観察したところ、ARIMA(1, 1, 1)モデルが最も適切であると判断された。また、節約の原理を勘案して、ARIMA モデルの自己回帰パラメータの数と移動平均パラメータの数をそれぞれ0から3までとする16のARIMAモデルのAICとSBCを計算した結果、その最少のモデルはARIMA(3, 1, 2)モデルとなった。これらの2つのモデルを推定した結果、パラメータの推定値はすべて1%の水準で統計的に有意であり、Ljung-BoxのQ統計量も残差に系列相関がないという帰無仮説を棄却することができなかった。しかし、

ARIMA(3, 1, 2)モデルは、以降の干渉モデルの推定で残差がホワイト・ノイズではなかったため、最終的に ARIMA(1, 1, 1)モデルを選択した。

次に $\Delta \ln(\text{EMD})$ についても、同じ方法で ARIMA(0, 1, 1)と ARIMA(3, 1, 1)モデルが候補となったが、両モデルとも残差がホワイト・ノイズの信頼区間内に入っておらず、Ljung-Box の Q 統計量もこの結論を支持した。結局、干渉分析に必要な基本要件をすべて満たす ARIMA(1, 1, 2)モデルが最終的に選択された。

表5 干渉前の推定結果：ARIMA モデル

Parameter	$\Delta \ln(\text{PSF}) : 1993:01 \sim 2001:03$		$\Delta \ln(\text{EMD}) : 1999:01 \sim 2006:12$		
	ARIMA(1, 1, 1)	ARIMA(3, 1, 2)	ARIMA(0, 1, 1)	ARIMA(3, 1, 1)	ARIMA(1, 1, 2)
AR(1)	-0.630*** (0.232)	-1.917*** (0.100)		-1.677*** (0.112)	0.304*** (0.092)
AR(2)		-1.523*** (0.149)		-0.897*** (0.173)	
AR(3)		-0.436*** (0.079)		-0.190** (0.089)	
MA(1)	0.647*** (0.244)	2.002*** (0.066)	-0.647*** (0.000)	1.141*** (0.094)	-1.358*** (0.093)
MA(2)		1.244*** (0.066)			0.676*** (0.086)
\bar{R}^2	0.742	0.822	0.740	0.832	0.791
Q(24)	20.400 (0.558)	20.295 (0.377)	44.187 (0.005)	59.112 (0.000)	25.207 (0.238)
AIC	152	116	338	279	311
SBC	157	128	341	290	319
自由度	95	90	94	88	91

注：***、**、*はそれぞれ 1%、5%、10%水準で有意であることを示す。パラメータ推定値の下にある括弧内の値は推定値の標準誤差であり、Ljung-Box の Q 統計量の下にある括弧内の値は P 値である。

上記の ARIMA モデルに干渉モデルを導入し、次のモデルが得られる。

$$Z_t = \frac{\theta(B)}{\varphi(B)(1-B)} a_t + \omega_1 I_{1,t} + \omega_2 I_{2,t} \quad \dots (21)$$

ここで、第1項は ARIMA モデルを表し、 ω_1 と ω_2 はそれぞれ AD 調査と AD 税の干渉効果を表すパラメータであり、 I_1 と I_2 は AD 調査と AD 税の賦課を表すダミー変数である。PSF の事例では、干渉関数が

$$I_{1,t} = \begin{cases} 0 : \text{その他} \\ 1 : 2001:04 \leq t \leq 2002:06 \end{cases} \quad \text{と} \quad I_{2,t} = \begin{cases} 0 : \text{その他} \\ 1 : 2002:07 \leq t \leq 2012:06 \end{cases}$$

となる。

一方、EMDの事例では、明確な外れ値の存在が確認されたので、上記の式(21)に新たに外れ値の影響も一緒に推定する必要がある。すなわち、EMDの輸入推移を見ると、2009年2月に輸入実績が急にゼロとなるが、これを「加法的な外れ値」(additive outlier)として判断し、次の式(22)のように推定モデルを構成した。

$$Z_t = \frac{\theta(B)}{\varphi(B)(1-B)} a_t + \omega_1 I_{1,t} + \omega_2 I_{2,t} + \omega_3 I_{3,t} \dots (22)$$

ここで干渉関数及び外れ値は

$$I_{1,t} = \begin{cases} 0 : \text{その他} \\ 1 : 2007:04 \leq t \leq 2008:08 \end{cases} \text{ と } I_{2,t} = \begin{cases} 0 : \text{その他} \\ 1 : t \geq 2008:09 \end{cases} \text{ 及び } I_{3,t} = \begin{cases} 0 : \text{その他} \\ 1 : t = 2009:02 \end{cases}$$

となる。

表6 干渉後の推定結果：干渉モデル

Parameter	$\Delta \ln(\text{PSF}) : 1993:01 \sim 2012:12$	$\Delta \ln(\text{EMD}) : 1999:01 \sim 2012:12$
AR(1)	0.503*** (0.090)	-0.237 (0.422)
MA(1)	-0.836*** (0.059)	0.297 (0.420)
MA(2)		0.155* (0.079)
ω_1	-0.073** (0.028)	-0.118 (0.383)
ω_2	0.014* (0.008)	0.413* (0.223)
ω_3		-21.722*** (1.364)
\bar{R}^2	0.789	0.499
Q(24)	23.781 (0.304)	9.103 (0.957)
AIC	667	958
SBC	681	976
自由度	234	160

注：***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示す。パラメータ推定値の下にある括弧内の値は推定値の標準誤差であり、Ljung-BoxのQ統計量の下にある括弧内の値はP値である。

表6は、 $\Delta \ln(\text{PSF})$ と $\Delta \ln(\text{EMD})$ に対する干渉モデルの推定結果をまとめたものである。モデルの適切さを評価するために残差の診断を行ったところ、Ljung-BoxのQ統計量から両モデルとも系列相関がなく、残差がホワイト・ノイズに近いと判断された。残差のACFもスパイクを持たず、ホワイト・ノイズの信頼区間内にすべて入っていた。

パラメータの推定値を見ると、AD 調査の影響を表す ω_1 は、 $\Delta \ln(\text{PSF})$ と $\Delta \ln(\text{EMD})$ で異なる結果が得られた。PSF の事例では AD 調査が輸入量を減少させるという結果となったが、EMD の場合は推定値の符号が同じであったものの、統計的に有意な結果が得られなかった。その一方で、AD 税の影響を表す ω_2 は、共に正の符号となっており、10%の水準で統計的に有意であった。すなわち、両事例において AD 税の賦課は、輸入減少効果をもたらしたのではなく、むしろ同期間中に輸入が増加する結果となった。このような結果は、AD 措置による輸入転換効果の存在を強く示唆する。

両事例における輸入転換効果の存在は、次のように対象国と非対象国の輸入シェアの推移からも一部確認することができる。下の図3と図4は、PSF と EMD の事例における対象国 (target) と非対象国 (non-target) の輸入シェアをそれぞれプロットしたものである。これらのグラフの中に表示されている縦線と影の部分、それぞれ AD 調査開始年と AD 税賦課の期間を示す。

図3 ポリエステル短繊維 (PSF) の輸入シェア

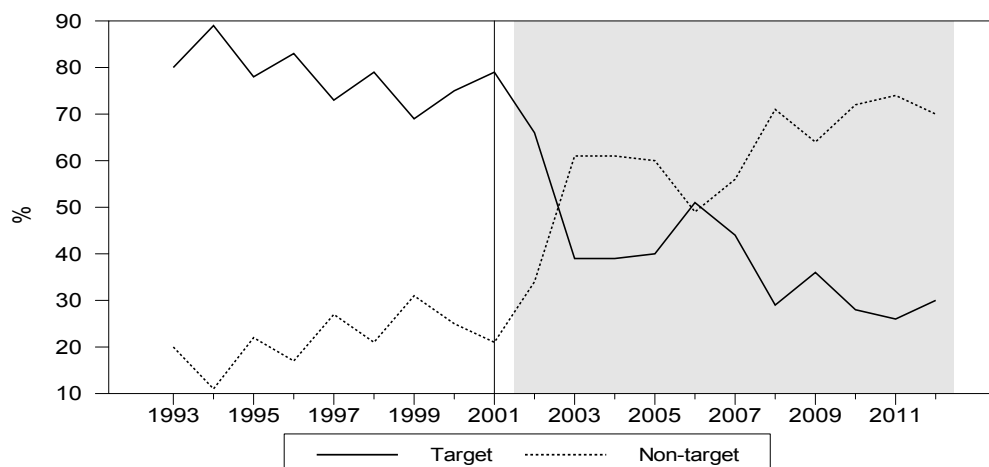
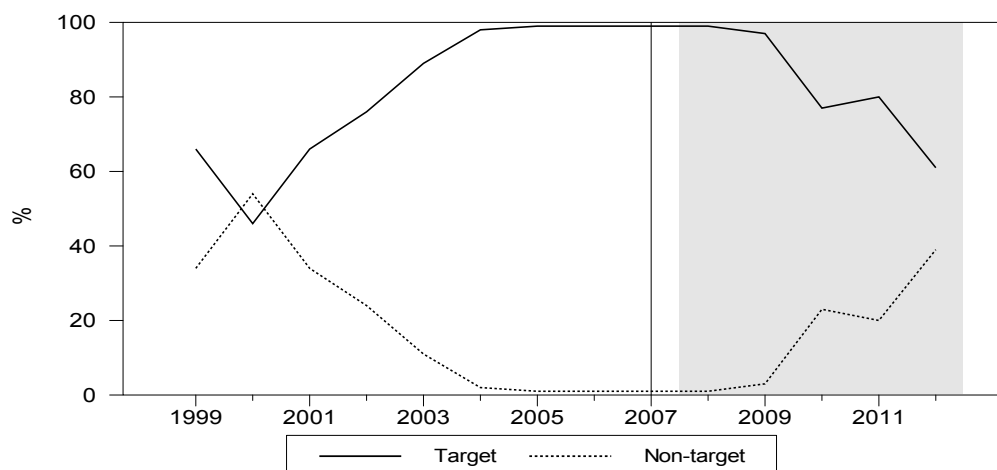


図4 電解二酸化マンガン (EMD) の輸入シェア



まず PSF の事例では、対象国の輸入シェアが、1993 年から 2000 年までに平均 78% と高く維持されたが、AD 調査以降に急激に減少し、AD 税の賦課が終了した 2012 年は 30% にまで低下した。その一方で、非対象国の輸入シェアは AD 調査の直後から急増し、AD 税が賦課された翌年には両グループの輸入シェアが逆転するのである。次に EMD の事例では、AD 調査が開始される前後の 6 年間、対象国の平均輸入シェアが約 99% となっていたが、AD 税の賦課以降は徐々に減少していることが分かる。逆に非対象国の輸入シェアは、2004 年から 2009 年まで平均 1% 程度にとどまったが、2012 年には 39% まで回復している。

5. 結論

本稿は、日本が発動した AD 措置の有効性を計量的に分析することを目的として、干渉モデルを用いて PSF と EMD 事例の輸入減少効果を推定した。その結果、AD 調査の貿易効果については、2 つの事例で異なる結果が示された。PSF の事例では AD 調査による輸入減少が確認されたが、EMD の事例では統計的に有意な結果が得られなかった。一方、両事例共に、AD 税が賦課されても輸入減少は確認されておらず、結果的に AD 措置の輸入減少効果は輸入転換効果によって相殺されたことが明らかになった。

AD 措置の輸入転換効果が発生する原因については、次のことが考えられる。まず第 1 に、財の特性として、特に中間財は相対的に同質的 (homogenous) であり、輸入転換効果が発生する可能性が高くなる (Durling & Prusa, 2006)。同様に、輸入転換効果の有無は、産業別に異なることも確認されている (WTO, 2009)。第 2 に、AD 税率の高さも輸入転換効果と密接な関係があり (Prusa, 1997)、例えば EU はダンピング・マージンを算出する際にレッサー・デューティールールを適用するので、米国に比べて輸入転換効果が相対的に小さいと考えられる。第 3 に、AD 調査当局の意思決定過程が不透明で政治的な意図が反映されやすい場合には、非対象国も慎重に行動するので、輸入転換効果の可能性も相対的に小さくなる (Konings *et al.*, 2001)。第 4 に、市場競争構造も輸入転換効果に影響を与えると考えられる。Konings *et al.* (2001) の分析によれば、市場集中度が高い産業で輸入転換効果も大きい結果となった。

前述したように輸入転換効果の有無は、AD 政策の有効性を評価する判断基準として非常に重要な意味を持っている。本稿の分析結果は、日本の AD 措置から便益を享受したのが、日本の PSF 及び EMD の生産業者ではなく、逆説的に海外 (非対象国) の輸出企業であったことを意味する。ダンピングから国内生産者を保護するために AD 措置が発動されたが、輸入転換効果の発生によって産業救済政策の有効性が大きく損なわれたと言わざるを得ない。

最後に、AD 措置の発動は、必然的に輸入単価を上昇させるので、川下産業や消費者の犠牲を伴うことになる (Irwin, 2009)。Krupp & Skeath (2002) の分析でも、AD 税によって川上産業の生産量は増加するものの、川下産業の生産量は減少することが明らかになった。今後、日本における AD 政策の有効性については、より詳細かつ広範な研究が必要であり、また稿を改めて論じることにはしたい。

参考文献

- 川瀬剛志 (2013) 「第3節 2001年以降：発動国への歩み」阿部武司 (編著) 『通商産業政策史2 (通商・貿易政策)』東京：経済産業調査会, pp. 681-702.
- Aggarwal, Aradhna (2011) “Trade Effects of Anti-dumping in India: Who Benefits?” *The International Trade Journal*, Vol. 25, No. 1, p. 112-158.
- Beaulieu, J. Joseph and Jeffrey A. Miron (1993) “Seasonal Unit Roots in Aggregate US Data,” *Journal of Econometrics*, Vol. 55, pp. 305-328.
- Blonigen, Bruce A. and Thomas J. Prusa (2001) “Antidumping,” NBER Working Paper 8398, Cambridge: National Bureau of Economic Research.
- Bown, Chad P. and Meredith A. Crowley (2007) “Trade Deflection and Trade Depression,” *Journal of International Economics*, Vol. 72, pp. 176-201.
- Box, George E. P. and George C. Tiao (1975) “Intervention Analysis with Application to Economic and Environmental Problems,” *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 70, No. 349, pp. 70-79.
- Box, George E. P., Gwilym M. Jenkins and Gregory C. Reinsel (2008) *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, 4th Edition, Hoboken: John Wiley & Sons.
- Brenton, Paul (2001) “Anti-dumping Policies in the EU and Trade Diversion,” *European Journal of Political Economy*, Vol. 17, pp. 593-607.
- Brockwell, Peter J. and Richard A. Davis (2002) *Introduction to Time Series and Forecasting*, New York: Springer.
- Durling, James P. and Thomas J. Prusa (2006) “The Trade Effects Associated with an Antidumping Epidemic: The Hot-rolled Steel Market, 1996-2001,” *European Journal of Political Economy*, Vol. 22, pp. 675-695.
- Enders, Walter (1995) *Applied Econometric Time Series*, New York: John Wiley & Sons.
- Ganguli, Bodhisattva (2008) “The Trade Effects of Indian Antidumping Action,” *Review of International Economics*, Vol. 16, No. 5, pp. 930-941.
- Hylleberg, S., R. F. Engle, C. W. J. Granger and B. S. Yoo (1990) “Seasonal Integration and Cointegration,” *Journal of Econometrics*, Vol. 44, pp. 215-238.
- Irwin, Douglas A. (2009) *Free Trade under Fire*, 3rd Edition, Princeton: Princeton University Press.
- Konings, Jozef, Hylke Vandenbussche and Linda Springael (2001) “Import Diversion under European Antidumping Policy,” *Journal of Industry, Competition and Trade*, Vol. 1, No. 3, pp. 283-299.
- Krupp, Corinne M. and Susan Skeath (2002) “Evidence on the Upstream and Downstream Impacts of Antidumping Cases,” *North American Journal of Economics and Finance*, Vol. 13, pp. 163-178.
- Lloyd, Tim, Oliver Morrissey and Geoffrey Reed (1998) “Estimating the Impact of Anti-dumping and Anti-cartel Actions using Intervention Analysis,” *The Economic Journal*, Vol. 108, pp. 458-476.

- Malhotra, Nisha and Horatiu A. Rus (2009) "The Effectiveness of the Canadian Antidumping Regime," *Canadian Public Policy*, Vol. 35, No. 2, pp. 187-202.
- McCleary, Richard and Richard A. Hay, Jr. (1980) *Applied Time Series Analysis for the Social Science*, Beverly Hills: Sage Publications.
- Nelson, Douglas (2006) "The Political Economy of Antidumping: A Survey," *European Journal of Political Economy*, Vol. 22, pp. 554-590.
- Niels, Gunar and Adriaan ten Kate (2006) "Antidumping Policy in Developing Countries: Safety Valve or Obstacle to Free Trade?" *European Journal of Political Economy*, Vol. 22, pp. 618-638.
- Prusa, Thomas J. (1997) "The Trade Effects of U.S. Antidumping Actions," in Robert C. Feenstra (ed.), *The Effects of U.S. Trade Protection and Promotion Policies*, Chicago: University of Chicago Press, pp. 191-214.
- Rutkowski, Aleksander (2007) "Withdrawals of Anti-dumping Complaints in the EU: A Sign of Collusion," *The World Economy*, Vol. 30, pp. 470-503.
- Song, Joonheon and Kyoungjoo Lee (2013) "Bureaucratic Politics, Policy Learning, and Changes of Antidumping Policy and Rules in Japan," *Journal of International Trade Law and Policy*, Vol. 12, No. 1, pp. 4-22.
- Staiger, Robert W. and Frank A. Wolak (1994a) "Differences in the Uses and Effects of antidumping Law across Imports Sources," in Anne O. Krueger (ed.), *The Political Economy of American Trade Policy*, Chicago: University of Chicago Press.
- Staiger, Robert W. and Frank A. Wolak (1994b) "Measuring Industry-Specific Protection: Antidumping in the United States," *Brookings Papers on Economic Activity, Microeconomics 1*, pp. 51-103.
- Taylor, Christopher T. (2004) "The Economic Effects of Withdrawn Antidumping Investigations: Is There Evidence of Collusive Settlement?" *Journal of International Economics*, Vol. 62, pp. 295-312.
- Vandaele, Walter (1983) *Applied Time Series and Box-Jenkins Models*, New York: Academic Press. (養谷千鳳彦・廣松毅訳 (1998) 『時系列入門：ボックス - ジェンキンスモデルの応用』東京：多賀出版)
- Vandenbussche, Hylke and Maurizio Zanardi (2010) "The Chilling Trade Effects of Antidumping Proliferation," *European Economic Review*, Vol. 54, pp. 760-777.
- WTO (2013) "Anti-dumping," http://www.wto.org/english/tratop_e/adp_e/adp_e.htm (2013年3月17日アクセス)
- WTO (2009) *World Trade Report 2009: Trade Policy Commitments and Contingency Measures*, Geneva: World Trade Organization.
- Yaffee, Robert A. and Monnie McGee (2000) *Introduction to Time Series Analysis and Forecasting with Application of SAS and SPSS*, San Diego: Academic Press.

付表 日本における AD 調査の申請状況

(2013年5月4日現在)

	品目 (対象国)	申請者	申請日	結果	備考
1	綿糸 (韓国)	日本紡績協会	1982年12月	申請取下げ (輸出者側の自主規制措置)	
2	フェロシリコン (ノルウェー・フランス)	日本フェロアロイ協会	1984年3月	申請取下げ (輸出者側の自主規制措置)	
3	ニット類セーター類 (韓国)	日本ニット工業組合 連合会	1988年10月	申請取下げ (輸出者側の自主規制措置)	
4	フェロシリコマンガ (中国・ノルウェー・南アフリカ)	日本フェロアロイ協会	1991年10月8日	中国のみ AD 税賦課 (1993年2月3日) 4.5~27.2% (2社は価格約束)	1998年1月31日 に課税終了
5	綿糸 (パキスタン)	日本紡績協会	1993年12月20日	AD 税賦課 (1995年8月4日) 2.1~9.9% (8社は課税せず)	1999年7月31日 に課税終了
6	ポリエステル短繊維 (韓国・台湾)	帝人等5社	2001年2月28日	AD 税賦課 (2002年7月26日) 韓国: 6.0~13.5% (4社は課税せず) 台湾: 10.3%	課税延長で 2012 年6月28日に課 税終了
7	電解二酸化マンガ (オーストラリア・スペイン・ 中国・南アフリカ)	東ソー日向等2社	2007年1月31日	AD 税賦課 (2008年9月1日) オーストラリア: 29.3% スペイン: 14.0% 中国: 34.3~46.5% 南アフリカ: 14.5%	初めて暫定 AD 税 の賦課 2012年10月30日 に課税延長の調 査開始
8	カットシート紙 (インドネシア)	日本製紙等8社	2012年5月10日	調査中	

出所: 経済産業省。