

《学術論文》

清酒輸出価格の動学的パネルデータ分析 —外国為替相場のパススルーと輸出価格決定要因—

葛 目 知 秀

要旨

本論文の目的は葛目（2018）を発展させ、パネルデータ分析と時系列分析の手法を用いて、日本から外国への清酒（日本酒）の輸出価格への外国為替相場のパススルー弾力性を推定するとともに、清酒輸出価格に与える要因についても分析することである。2015年の清酒輸出先上位10か国を対象としたパネルデータ分析の結果から、清酒輸出価格への外国為替相場（日本円／輸出相手国通貨）のパススルー弾力性は0.030であり、国別に見た場合、台湾向けの清酒の輸出に対して清酒輸出業者は名目為替相場の変動に最も敏感に反応するものの（-0.534）、中国向けの清酒の輸出に対しては反応の程度が最も低いことが明らかとなった（-0.078）。また長期的均衡と短期的調整を仮定した標準的なパネルVECMにもとづく動学パネルデータ分析の結果からは、2変数分析においても、Campa and Goldberg（2005）型の4変数分析においても、2期前の名目為替相場が統計的に有意な影響を与えていることが示された。さらにグレンジャー因果性検定の結果から名目為替相場から清酒輸出価格への（グレンジャーの意味での）因果性の存在、またインパルス応答関数と予測誤差分散分解から清酒輸出価格の変動に占める名目為替相場の変動の割合は次第に（長期的に）増加していくことが明らかとなった。

1. はじめに

本論文の目的は葛目（2018）では扱うことができなかったパネルデータ分析と時系列分析の手法を用いて、日本から外国への清酒（日本酒）の輸出価格への外国為替相場のパススルー弾力性を推定するとともに、清酒輸出価格に影響を与える要因についても分析・考察することである。

葛目（2018）は日本から外国への近年の清酒の輸出動向、輸出相手国における清酒取引にかかわる税制、清酒の流通過程の各取引時点で求められる費用などを整理したうえで、日本からの自動車の輸出価格への外国為替相場のパススルー弾力性を分析した佐々木（2013）を参考にしつつ、清酒の輸出価格への外国為替相場のパススルー弾力性を推定した。分析の結果、外国為替相場を日本円／米ドルの名目為替相場とした場合のパススルー弾力性は0.047、名目実効為替相場とした場合のパススルー弾力性は-0.053となることが示され、清酒輸出価格への外国為替相場のパススルーが不完全である（1ではない）ことを示した⁽¹⁾。また、2015年の清酒輸出相手国上位10か国（米国・香港・韓国・中国・台湾・シンガポール・カナダ・オーストラリア・英国・ベトナム）を分析対象として、インボイス通貨（貿易建値通貨）と決済通貨がともに米ドル建てであることを前提とした場合に、輸出相手国ごとにパススルー弾力性を推定すると、対米国輸出では0.349、対台湾輸出では0.425、対カナダ輸出では0.312といったパススルー弾力性が統計的に有意な値となり、輸出相手国ごとに輸出企業の外国為替相場変動への対応や価格設定戦略が異なっていることも明らかにした。

しかし、葛目（2018）では3つの課題が残されていた。第1に葛目（2018）ではインボイス通貨・決済通貨をともに米ドルのみに限定し、日本円／米ドルの名目外国為替相場のみを用いて分析がおこなわれている。しかし、日本の輸出企業が採用しているインボイス通貨と決済通貨の最近の傾向を見ると、依然として米ドルの利用が優位である状況は変わらないものの、特に輸出相手国がアジア諸国の場合には中国人民元やタイ・バーツといったアジア通貨の利用拡大も見て取れる⁽²⁾。そこでインボイス通貨・決済通貨をともに輸出相手国通貨として利用した場合、外国為替相場のパススルー弾力性が米ドルを利用した場合とどれほど変化するのかについても分析がおこなわれる必要がある。第2に葛目（2018）では清酒輸出相手国上位10か国ごとに個別の分析はおこなわれているものの、10か国全体を対象とした分析はおこなわれておらず、日本から外国へ向けての清酒輸出動向の全体像が把握できておらず、さらに輸出相手国ごとに観測できない異質性も考慮されていない点が挙げられる。第3に日本円／米ドルの名目外国為替相場、名目実効為替相場、清酒輸出相手国の清酒需要の規模を示すGDPが時系列データであるにもかかわらず、時系列データの性質を考慮したうえでの分析がおこなわれていない点も問題である。

そこで本論文では上記の3つの課題を克服あるいは改善することを目的として、葛目(2018)と同じデータを用いながらパネルデータ分析と時系列分析のそれぞれの手法を組み合わせ、動学的パネルデータ分析を用いる。まずパネルデータ分析では、日本から外国への清酒の輸出価格への外国為替相場のパススルー弾力性を推定するとともに、清酒輸出企業による輸出価格決定要因をも分析・考察する。その際、説明変数に清酒輸出相手国ごとに設定する国別係数ダミー変数を追加することで、輸出相手国ごとの特徴を明らかにする。次に、時系列分析も取り入れた動学的パネルデータ分析の具体的な手順としては、いわゆる「見せかけの回帰」を回避するために、まず基礎分析として、パネルデータにもとづく単位根検定と共和分検定によってデータの定常性・非定常性を確認した後、推定式および推定方法を決定する。そして、清酒の輸出価格に影響を与える各要因の長期的な特徴・動向と短期的な調整プロセスを把握する。

なお、本論文の構成は以下の通りである。第2節では日本からの輸出についての貿易取引通貨別比率の推移を概観し、インボイス通貨・決済通貨について考察する。第3節では輸出価格への外国為替相場のパススルーと輸出業者の価格戦略について、本論文の問題意識と関連している先行研究の概要を整理する。第4節では本論文の問題意識にもとづく推定式を設定し、データを提示する。その後、第5節ではパネルデータ分析を、第6節では時系列分析をパネルデータに取り入れた動学的パネルデータ分析をおこない、それぞれの分析結果を整理する。そして最後の第7節では本論文全体の結論と今後の研究課題を述べることとする。

2. 日本からの輸出についての貿易取引通貨別比率の推移

図1・図2は、2000年下半期から2018年下半期までの日本からの輸出についての貿易取引通貨別比率の推移をそれぞれ示している。図1は日本から世界全体への輸出のうち、米ドル建て・日本円建て・欧州ユーロ建て・中国人民幣建て（右軸）の輸出のシェアを示しており、図2は日本からアジア諸国への輸出のうち、米ドル建て・日本円建て・タイ・バーツ建て（右軸）・中国人民幣建て（右軸）の輸出のシェアを示している。

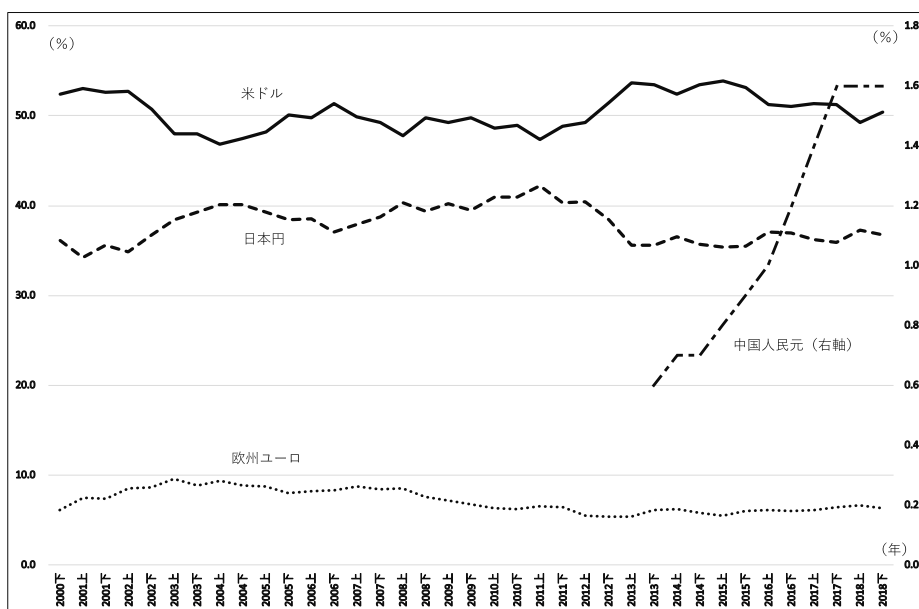
2000年下半期から2018年下半期にかけて、日本から世界全体への輸出では貿易取引通貨は米ドルが第1位通貨（平均すると約50.4%のシェア）、日本円が第2位通貨（平均す

ると約 37.9%のシェア)、欧州ユーロが第 3 位通貨 (平均すると約 7.1%のシェア) である状況に変化はないが、2013 年下半期から中国人民元のシェアが拡大傾向にある (2013 年下半期では 0.6%のシェアが、2018 年下半期では 1.6%のシェアに拡大している)。

一方、日本からアジア諸国向け輸出についての貿易取引通貨を見ると、① 2000 年下半期から 2006 年上半期、② 2008 年上半期、③ 2010 年下半期から 2011 年上半期、の 3 つの期間では日本円が第 1 位通貨であり (平均すると約 49.2%のシェア)、その他の期間では米ドルが第 1 位通貨となっている (平均すると約 47.8%のシェア)。また、タイ・バーツが第 3 位通貨として 2001 年上半期からシェアが拡大したが (平均すると約 0.7%のシェア)、2013 年下半期以降は中国人民元のシェアが逆転し、その後は中国人民元のシェアが拡大している (平均すると約 1.6%のシェア)。

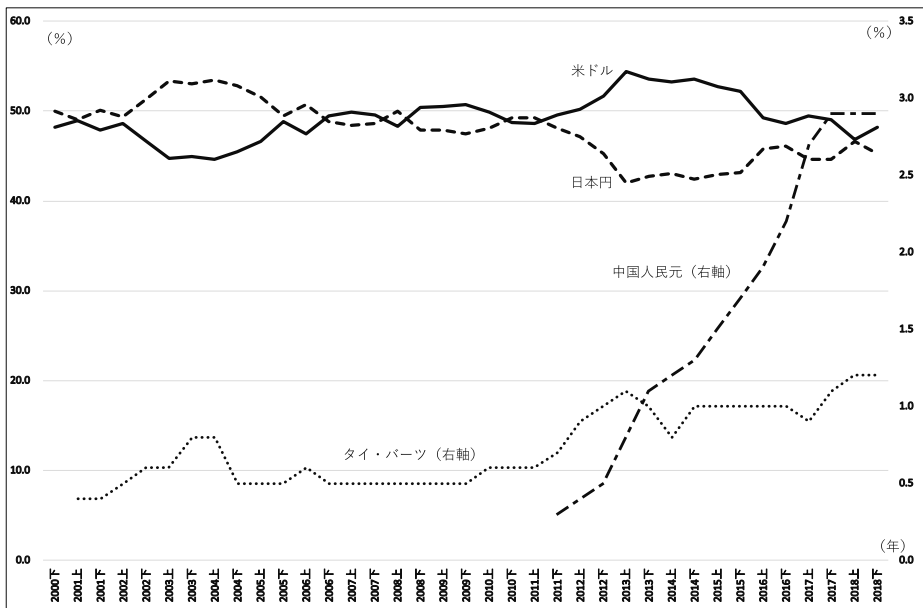
本論文で分析対象とする日本からの清酒輸出国上位 10 か国のうち、6 か国がアジア諸国であることから、米ドル以外の通貨も貿易取引通貨として利用され、清酒メーカーや輸出業者は日本円/米ドルの為替相場以外にも、アジア諸国通貨を含む、日本円/輸出相手国通貨の為替相場をも考慮に入れながら輸出価格 (や輸出相手国での輸入価格) を決定し

図 1 輸出についての貿易取引通貨別比率の推移 (日本→世界全体)



(データ出所) 税関「貿易取引通貨別比率」

図2 輸出についての貿易取引通貨別比率の推移 (日本→アジア諸国)



(データ出所) 税関「貿易取引通貨別比率」

ていると仮定し、分析を進めることとする。

3. 先行研究

外国為替相場の貿易財価格へのパスルーの研究はこれまで主として、外国為替相場の輸入価格へのパスルーに焦点が当てられてきており、輸入価格に関する研究と比較すると、輸出価格に関する研究は蓄積が少ない。こうした背景としては、外国為替相場の変動が経常収支（特に貿易収支）の黒字・赤字といった不均衡を是正させる効果を持つのか、あるいは購買力平価説の観点から、外国為替相場変動の速度（程度）と物価変動の速度（程度）を比較し、いずれの速度（程度）が速い（大きい）のか、といったことに主たる関心が寄せられていたためである。しかし、外国為替相場を介在させれば、自国での輸出価格と外国（輸出相手国）での輸入価格は本質的には同義である⁽³⁾。そこで本節では特に輸出業者による輸出財の価格設定行動を考察し、輸出価格への外国為替相場のパスルーに焦点を当てた研究について、本論文と関連する先行研究を整理する。

財を輸出するにあたり、輸出相手国での売上や利潤（マークアップ）の確保を目的とし

て輸出相手国における輸入価格を変化させたくない（あるいは一定に据え置きたい）と考える輸出企業は、外国為替相場の変化に応じて輸出価格を変化させる。例えば、もし外国為替市場において自国通貨が減価（増価）している状況では、輸出価格を引き上げれば（引き下げれば）、外国での当該財の輸入価格を一定に維持することができる⁽⁴⁾。言い換えると、外国為替相場の減価率（増価率）と輸出価格の上昇率（下落率）が等しければ、外国為替相場のパススルー弾力性は1となり（この場合を「完全なパススルー」という）、輸出企業は外国における輸入価格維持のための価格設定戦略を採っていることが分かる。

このような問題意識のもと、本論文と同様に、特に日本からの輸出財価格への外国為替相場のパススルーについて分析している研究としては Athukorala and Menon (1994)、Bleaney (1997)、佐々木 (2013)、吉田 (2014) が挙げられる。Athukorala and Menon (1994) は日本の製造業を7業種に分類したうえで、各業種における輸出価格の決定について PTM（市場別価格付け：pricing-to-market）行動による輸出価格の設定と、外国為替相場の変化によって生じる生産費用の変化に対応するためにおこなわれる輸出価格の設定という2つのケースに分け、パススルー弾力性を推定している⁽⁵⁾。分析の結果、日本の製造業の輸出価格への外国為替相場のパススルーは不完全である（弾力性は1ではない）ものの、当時展開されていた「市場シェアを維持し続けるために日本円が増価している期間には輸出企業は PTM 行動を採用している」とする主張に対して、否定的な実証結果を提示している。

Bleaney (1997) では、日本の製造業において、国内での販売価格に対する外国への輸出価格の相対価格を計算した場合、短期的には日本円の実質為替レートの変動だけでなく、米ドルの実質為替レートの変動に対しても弾力的になっていることが示されている。しかし、長期的には日本円の実質為替レートの変動に対する弾力性の方が高く、これらは外国為替相場の変化と輸出価格の設定および輸入価格の決定の間にタイムラグが存在するとともに、日本の多くの輸出企業にとっては米ドルがインボイス通貨・決済通貨として最も重要であると結論付けている。

佐々木 (2013) では日本の自動車輸出に焦点を当て、輸出相手国別・自動車のサイズ別・期間別にそれぞれパネルデータ分析も含め、計7種類の分析をおこなっている。分析の結果、オーストラリア・カナダ・フランス・インド・メキシコ・スペイン・アメリカ・イギ

リスといった、いわゆる先進国向けの自動車輸出では自動車のサイズ別のパススルー弾力性の平均値が0.5以上であることが示され、外国為替相場の変化に応じて輸出価格を変化させ、輸入価格を安定させていることが指摘されている。また、自動車のサイズ別の分析結果と比較した場合では輸出相手国別の特徴が有意に異なる点、期間別のローリング推定では次第にパススルー弾力性が上昇している国が多い点が確認されている。

吉田（2014）は日本における輸出港ごとのパススルー弾力性の特徴を明らかにすることを目的として、輸出財価格への外国為替相場のパススルー弾力性を推定している。推定の特徴としては、50種類のHSコード4桁製品グループからHSコード9桁分類・計815品目のデータセットを作成し、日本の主要港（東京・横浜・名古屋・大阪・神戸）別に区分したうえで、輸出港別のパススルー弾力性を推定している⁶⁾。推定の結果、外国為替相場の変化に対する輸出財価格の変化は輸出港別に有意に異なること、またパススルー弾力性は東京港からの輸出が最も高く、次いで横浜港、名古屋港、神戸港、そして最も低いパススルー弾力性が大阪港からの輸出であることが示されている。

前述の論文の他、本論文と同様の分析手法としてパネルデータ分析あるいは時系列分析を用いている先行研究としては、前述の佐々木（2013）以外にも、Sekine（2006）、塩路・Khai・竹内（2007）、塩路・内野（2009）（2010）（2011）、Shioji（2012）（2015）、Choudhri and Hakura（2015）、Hara・Hiraki・Ichise（2015）、佐々木（2019）などがある。特に時系列分析の手法としてはVAR（Vector Auto Regression：ベクトル自己回帰）モデルあるいはTVP-VAR（Time-Varying Parameter Vector Auto Regression：時変ベクトル自己回帰）モデルを用いている研究が多くなっている。

例えば、Choudhri and Hakura（2015）は標準的な回帰分析の方法とVARモデルを用いて外国為替相場のパススルー弾力性を推定するとともに、輸出業者が自国通貨で輸出価格を設定するケース（PCP：producer currency pricing）と輸出相手国通貨で価格を設定するケース（LCP：local currency pricing）の2つのケースを両方とも組み込んだ自国と外国から構成される2国DSGE（確率的動学一般均衡：Dynamic Stochastic General Equilibrium）モデルにもとづいて数値解析（カリブレーションとインパルス応答分析）をおこなっている。分析の結果、輸出価格・輸入価格への外国為替相場のパススルー弾力性についてはPCP（の割合）が統計的に有意な決定要因となっていること、またインボ

イス通貨選択の観点からの分析では、輸出に占める輸出国通貨（の割合）が輸出価格への外国為替相場のパススルー弾力性に対して統計的に有意な影響を与えていることが示されている。

4. 基本推定式とデータ

4.1 基本推定式

第1節でも述べたように、本論文では葛目（2018）同様、清酒輸出価格への外国為替相場のパススルーを問題意識とする。一般的には、パススルーは外国為替相場の変化が輸入価格もしくは輸出価格に変化をもたらす（輸出業者または輸入業者が輸出価格または輸入価格に転嫁する）ことを指し、その程度はパススルー弾力性として、外国為替相場の変化率に対する輸出価格の変化率もしくは輸入価格の変化率の割合として求められる。

本論文では自動車輸出価格への外国為替相場のパススルーについて分析している佐々木（2013）にもとづき、パススルー弾力性を推定する単純な式として以下の（1）式と、国内における清酒の生産コストと輸出相手国の清酒需要をも考慮した以下の（2）式を設定する。（2）式は輸出国側と輸入相手国側の変数も考慮に入れて外国為替相場のパススルー弾力性を推定している Campa and Goldberg（2005）にもとづくものである。そして、（1）式・（2）式をそれぞれ、パネルデータ分析の枠組みで推定する。つまり、基本式は葛目（2018）と同じであるが、異なる点は、（1）式・（2）式ともにパネル推定する点である。

$$\Delta P_{it} = c + \alpha \Delta e_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\Delta P_{it} = c + \alpha_{it} \Delta e_{it} + \beta_{it} w_t + \gamma_{it} GDP_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

（1）式において、 P は清酒1リットルあたりの輸出価格（円建て・季節調整済み）、 c は定数項、 e は名目為替相場（日本円/清酒輸出相手国通貨）、 α は係数、 ε は誤差項、 Δ は変化率、 i は清酒輸出相手国、 t は時間をそれぞれ表す。一方、（2）式においては、 P

は清酒1リットルあたりの輸出価格（円建て・季節調整済み）、 c は定数項、 e は名目為替相場（日本円／清酒輸出相手国通貨）、 w は日本の賃金指数（清酒の生産コストを表すものとする）、 GDP は清酒輸出相手国のGDP（輸出相手国の清酒に対する需要の規模を表すものとする）、 $\alpha \cdot \beta \cdot \gamma$ は係数、 ε は誤差項、 Δ は変化率、 i は清酒輸出相手国、 t は時間をそれぞれ表す。なお、それぞれのデータはすべて対数値としている。

（1）式および（2）式において外国為替相場のパススルー弾力性を示しているのは係数の α であり、外国為替相場が変化すると輸出価格がどれほど変化するかを示している。 α の値が1であれば外国為替相場が変化したときに輸出価格が完全に同程度変更される（「完全なパススルー」）、0であれば外国為替相場が変化しても輸出価格は全く変更されていないことを示し（「パススルーがおこなわれていない」）、0から1の間の値をとれば「不完全なパススルー」となる。

4.2 データ

（1）式・（2）式の分析に用いるデータは葛目（2018）の分析で用いられたデータと同じである。年次データで分析対象期間は1999年から2016年、分析対象とする清酒輸出相手国は2015年における日本の清酒輸出先上位10か国の米国・香港・韓国・中国・台湾・シンガポール・カナダ・オーストラリア・英国・ベトナムである。表1は各変数の基本統計量（対数値）を示している。

表1 基本統計量（対数値）

	清酒輸出価格	名目為替相場	賃金指数	GDP
平均値	6.324	2.233	4.613	9.236
中央値	6.354	4.135	4.616	7.761
最大値	7.245	5.462	4.643	14.872
最小値	5.474	-5.565	4.561	5.126
標準偏差	0.388	3.204	0.024	2.782
歪度	-0.075	-1.240	-0.732	0.754
尖度	2.362	3.245	2.461	2.394
サンプル数	179	179	179	179

5. パネルデータ分析

まず本節では清酒輸出価格への外国為替相場のパススルー弾力性と輸出価格決定要因について、パネルデータ分析をおこなう。推定式は基本推定式である（1）式と（2）式である。

5.1 清酒輸出価格への外国為替相場のパススルー弾力性

表2 パネルデータ分析（（1）式・（2）式）

被説明変数: 清酒輸出価格						
	(1)			(2)		
定数項	6.258	(0.000)	***	-17.918	(0.000)	***
名目為替相場	0.030	(0.000)	***	0.030	(0.095)	*
賃金指数				5.236	(0.000)	***
GDP				0.002	(0.917)	
修正済み決定係数	0.059			0.156		
F値	11.332			11.955		
(P値)	(0.000)			(0.000)		

(注1)カッコ内の数値はP値である。

(注2)***,**,*,***はそれぞれ10%水準、5%水準、1%水準で統計的に有意であることを示している。

表2は（1）式と（2）式のパネル推定結果を示している⁽⁷⁾。（1）式の推定結果から、清酒輸出先上位10か国に対する清酒輸出価格の名目為替相場のパススルー弾力性は0.030であり、統計的に1%水準で有意であることが示されている。これは外国為替相場を日本円/米ドルの名目為替相場とした場合のパススルー弾力性を0.047と示している葛目（2018）に近い値であることが分かる。また（2）式にもとづいて、Campa and Goldberg（2005）型のパススルー弾力性を推定すると、こちらも0.030となり、10%水準で統計的に有意であることが分かる。さらに、日本の賃金指数は1%水準で統計的に有意であるものの、輸出相手国のGDPは有意ではないことが示されている。このことから、清酒の輸出価格の変化に対しては外国為替相場の変化のみならず、清酒の生産コストも統計的に有意に影響を与えていることが分かる。

5.2 清酒輸出価格への外国為替相場のパススルー弾力性（国別係数ダミーの推定）

次に、(1)式に国別の係数ダミー変数を追加して推定することとする。国別係数ダミー変数を追加する目的は、パネルデータ分析にもとづき、国ごとに清酒輸出価格の外国為替相場のパススルー弾力性を明らかにすることである。その推定結果は以下の表3に示されている。なお、参考として、各国が採用している為替相場制度も表3に示している。

表3 パネルデータ分析（国別係数ダミー）

国	係数ダミー			(参考)為替相場制度
米国	0.125	(0.000)	***	自由変動相場制度
香港	0.116	(0.001)	***	カレンシーボード制(小幅な変動を許容)
韓国	0.056	(0.216)		自由変動相場制度
中国	-0.078	(0.030)	**	管理変動相場制度+通貨バスケット制度
台湾	-0.534	(0.000)	***	自由変動相場制度
シンガポール	0.107	(0.000)	***	管理変動相場制度+通貨バスケット制度
カナダ	-0.089	(0.000)	***	自由変動相場制度
オーストラリア	0.004	(0.837)		自由変動相場制度
英国	0.015	(0.400)		自由変動相場制度
ベトナム	-0.127	(0.000)	***	管理変動相場制度

(注1)カッコ内の数値はP値である。

(注2)***,**,*,**はそれぞれ10%水準、5%水準、1%水準で統計的に有意であることを示している。

(注3)為替相場制度についてはIMF(2016)を参照した。

表3の国別係数ダミー変数の推定結果を見ると、韓国・オーストラリア・英国以外の清酒輸出相手国に対する清酒輸出価格への名目為替相場のパススルー弾力性は統計的に有意となっている。統計的に有意な値のうち絶対値として見た場合、最大値は台湾の-0.534、最小値は中国の-0.078となっている。言い換えると、台湾向けの清酒の輸出に対して清酒輸出業者は名目為替相場の変動に敏感に反応するものの、中国向けの清酒の輸出に対しては反応の程度が低い。この背景には台湾国内と中国国内におけるアルコール飲料市場の競争状態や、台湾と中国それぞれの消費者の清酒に対する需要の価格弾力性の違いが反映されていると考えられるが、各国が採用している為替相場制度の違いも考慮されている⁽⁸⁾。

6. 動学的パネルデータ分析

次に、第1節でも述べたように、本論文で取り扱うデータが時系列データである点を考慮し、時系列分析をおこなう。まず基礎分析として、データの定常性・非定常性を確認す

るため、パネル単位根検定とパネル共和分検定をおこなう⁽⁹⁾。具体的には個体間のクロスセクション相関を認めないパネル単位根検定、いわゆる「第1世代パネル単位根検定」に位置付けられる Levin, Lin, and Chu (2002) による LLC テストと、Im, Pesaran, Shin (2003) による IPS テストをおこなう。また、パネル共和分検定としてはまず Pedroni (1999)・Pedroni (2000)・Pedroni (2001)・Pedroni (2004) による Pedroni テストを用いる⁽¹⁰⁾。

6.1 パネル単位根検定

LLC テストは単位根が疑われる動学パラメーターを個体間で均一としたパネル単位根検定で、帰無仮説は「経済主体間で共通した単位根がある」という強い制約を置いている。一方、IPS テストは動学パラメーターに一定の不均一性を導入したパネル単位根検定であり、帰無仮説は「経済主体間で個々の単位根がある」となる。表4は LLC テストの結果を、表5は IPS テストの結果をそれぞれ示している。なお、検定式は個別効果を示す定数項のみ（トレンドなし）を仮定している⁽¹¹⁾。

表4 パネル単位根検定：LLC テスト

変数	水準		ラグ次数	階差		ラグ次数	観測数
清酒輸出価格	1.048 (0.853)		3	-9.908 (0.000) ***		2	160
名目為替相場	-2.666 (0.004) ***		2	-3.653 (0.000) ***		2	159
賃金指数	-7.343 (0.000) ***		0	-15.594 (0.000) ***		0	170
GDP	-4.902 (0.000) ***		3	-7.598 (0.000) ***		0	164

(注1)カッコ内の数値はP値である。

(注2)***,**はそれぞれ10%水準、5%水準、1%水準で統計的に有意であることを示している。

(注3)ラグ次数の選択はSICにもとづく。

表5 パネル単位根検定：IPS テスト

変数	水準		ラグ次数	階差		ラグ次数	観測数
清酒輸出価格	2.725 (0.997)		3	-9.972 (0.000) ***		2	160
名目為替相場	-2.962 (0.002) ***		2	-4.318 (0.000) ***		2	159
賃金指数	-4.460 (0.000) ***		0	-12.079 (0.000) ***		0	170
GDP	-1.132 (0.129)		3	-5.727 (0.000) ***		0	164

(注1)カッコ内の数値はP値である。

(注2)***,**はそれぞれ10%水準、5%水準、1%水準で統計的に有意であることを示している。

(注3)ラグ次数の選択はSICにもとづく。

まず表4のLLCテストの結果を見ると、被説明変数である清酒輸出価格が水準では帰無仮説が棄却されずに非定常であり、階差をとった場合には清酒輸出価格ならびに説明変数である名目為替相場・日本の賃金指数・清酒輸出相手国のGDPにおいて帰無仮説が1%水準で棄却され、すべて定常となることが分かった。次に、表5のIPSテストの結果から、水準では清酒輸出価格と清酒輸出相手国のGDPについて帰無仮説が棄却されずに非定常であるが、階差をとるとすべての変数について1%水準で帰無仮説が棄却され、定常となることが明らかとなった。

したがって、以上の2つのテストの結果を踏まえると、すべての変数はI(1)となるので、(1)式・(2)式の推定ではすべての変数について、階差をとり、推定することとする。つまり、(1)式・(2)式はそれぞれ、以下の(3)式・(4)式に書き換えられる。ただし、 D は階差を表すものとする。

$$D(\Delta P_{it}) = c + \alpha D(\Delta e_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$D(\Delta P_{it}) = c + \alpha_{it} D(\Delta e_{it}) + \beta_{it} D(w_t) + \gamma_{it} D(GDP_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

6.2 パネル共和分検定 (2変数・4変数)

次に、パネル共和分検定をおこなう。パネル共和分検定はPedroniテストで、(3)式にもとづく清酒輸出価格と名目為替相場の2変数を対象とした検定と、(4)式にもとづく清酒輸出価格・名目為替相場・日本の賃金指数・清酒輸出相手国のGDPの4変数を対象とした検定の2つのケースをおこなう。検定結果は表6にそれぞれ示されている。なお、

表6 パネル共和分検定：Pedroni テスト

	検定統計量(2変数)	検定統計量(4変数)
Panel v	-0.604 (0.727)	0.603 (0.273)
Panel rho	0.320 (0.626)	-1.040 (0.149)
Panel PP	-0.290 (0.386)	-4.680 (0.000) ***
Panel ADF	0.357 (0.639)	-5.198 (0.000) ***

(注1)カッコ内の数値はP値である。

(注2)***,**,*,***はそれぞれ10%水準、5%水準、1%水準で統計的に有意であることを示している。

検定式は個別効果を示す定数項のみ（トレンドなし）を仮定しており、帰無仮説は「各変数間に共和分関係がない」となる。また、サンプル数は179である。

検定の結果を見ると、2変数の場合ではいずれのケースの検定統計量も帰無仮説が棄却されず、共和分関係がないことが示されている。一方、4変数の場合はPanel vとPanel rhoの検定統計量は帰無仮説が棄却されないが、Panel PPとPanel ADFの検定統計量は帰無仮説が1%水準で棄却され、共和分関係が認められる。

Pedroni テストではケースによって検定結果が異なったため、Fisher 型の共和分テストもおこない、両テストの結果を比較し、確認することとする。Fisher 型の共和分検定はFisher 型の単位根検定と同じ考え方にもとづくものであり、トレース検定と最大固有値検定の2つのタイプが適用される。それぞれの検定結果は表7に示されている。

検定の結果、2変数の場合は帰無仮説「共和分関係がない」がトレース検定・最大固有値検定のいずれでも強く棄却されるため、共和分関係があることが認められる。一方、4変数の場合、帰無仮説がAt most 3まですべて1%水準で棄却されたので、4変数間で少なくとも4個（以上）の共和分関係が存在することが確認できた。

表7 パネル共和分検定：Fisher テスト

2変数						
帰無仮説	トレース検定			最大固有値検定		
None	40.59	(0.004)	***	38.77	(0.007)	***
At most1	24.24	(0.232)		24.24	(0.232)	
4変数						
帰無仮説	トレース検定			最大固有値検定		
None	165.60	(0.000)	***	104.60	(0.000)	***
At most1	82.28	(0.000)	***	55.04	(0.000)	***
At most2	47.94	(0.000)	***	37.66	(0.010)	***
At most3	37.88	(0.010)	***	37.88	(0.010)	***

(注1)カッコ内の数値はP値である。

(注2)*,**,***はそれぞれ10%水準、5%水準、1%水準で統計的に有意であることを示している。

以上、清酒輸出価格と名目為替相場の2変数に関してはパネル共和分検定の結果が異なるが、制約がより強いFisher 型の共和分検定の結果を重視し、清酒輸出価格と名目為替相場の2変数においても、清酒輸出価格・名目為替相場・日本の賃金指数・清酒輸出相手国のGDPの4変数間においても共和分関係を認め、(3)式・(4)をそれぞれパネル

VECM (Vector Error Correction Model: ベクトル誤差修正モデル) として推定することとする。したがって、(3) 式・(4) 式をパネル VECM に書き換えると、以下の (5) 式・(6) 式となる。

$$D(\Delta P_{it}) = c + \alpha D(\Delta e_{it}) + \rho ECT_{t-1} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$D(\Delta P_{it}) = c + \alpha_{it} D(\Delta e_{it}) + \beta_{it} D(w_t) + \gamma_{it} D(GDP_{it}) + \rho ECT_{t-1} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

ここで、ECT は誤差修正項を、 ρ は誤差修正項の係数をそれぞれ表す。

6.3 パネル VECM の推定

表 8-1 パネル VECM (5) 式の推定結果：①誤差修正項

	誤差修正項
Δ (清酒輸出価格 (1期前))	1.000
Δ (名目為替相場 (1期前))	-0.480 (-4.833) ***
定数項	-0.032

(注1) カッコ内はt値である。

(注2) ***は1%水準で統計的に有意であることを示している。

表 8-2 パネル VECM (5) 式の推定結果：② VAR

	Δ (清酒輸出価格)	Δ (名目為替相場)
誤差修正項	-1.173 (-8.889) ***	0.203 (-1.365) *
Δ (清酒輸出価格 (1期前))	0.111 (-1.041)	-0.226 (-1.875) **
Δ (清酒輸出価格 (2期前))	0.184 (2.976)	-0.138 (-1.976) **
Δ (名目為替相場 (1期前))	-0.192 (-2.063) **	-0.024 (-0.234)
Δ (名目為替相場 (2期前))	-0.337 (-4.039) ***	-0.180 (-1.919) **
定数項	0.010 (1.174)	-0.008 (-0.854)
修正済決定係数	0.722	0.052
回帰式の標準誤差	0.102	0.115
F値	72.827	2.506

(注1) カッコ内はt値である。

(注2) *, **, ***はそれぞれ10%水準、5%水準、1%水準で統計的に有意であることを示している。

表9-1 パネル VECM (6) 式の推定結果：①誤差修正項

	誤差修正項1	誤差修正項2	誤差修正項3
Δ(清酒輸出価格(1期前))	1.000	0.000	0.000
Δ(名目為替相場(1期前))	0.000	1.000	0.000
Δ(賃金指数(1期前))	0.000	0.000	1.000
Δ(GDP(1期前))	-0.134 (-0.533)	0.111 (0.429)	0.004 (0.140)
定数項	-0.029	-0.011	-0.003

(注)カッコ内はt値である。

表9-2 パネル VECM (6) 式の推定結果：② VAR

	Δ(清酒輸出価格)	Δ(名目為替相場)	Δ(賃金指数)	Δ(GDP)
誤差修正項1	-1.313 (-9.751) ***	-0.214 (-1.838) **	-0.039 (-1.667) **	-0.043 (-1.401) *
誤差修正項2	0.253 (1.770)	-1.266 (-10.276) ***	0.066 (2.633)	-0.016 (-0.497)
誤差修正項3	-1.585 (-1.667) **	3.829 (4.670)	-2.124 (-12.711) ***	-0.886 (-4.120) ***
Δ(清酒輸出価格(1期前))	0.245 (2.212)	0.112 (1.173)	0.029 (1.482)	0.036 (1.450)
Δ(清酒輸出価格(2期前))	0.242 (3.864)	-0.015 (-0.270)	0.006 (0.551)	0.019 (1.336)
Δ(名目為替相場(1期前))	-0.037 (-0.325)	0.607 (6.186)	0.058 (2.910)	0.045 (1.748)
Δ(名目為替相場(2期前))	-0.141 (-1.382) *	0.327 (3.725)	-0.001 (-0.072)	0.000 (0.005)
Δ(賃金指数(1期前))	0.424 (0.595)	-3.017 (4.900)	0.473 (3.772)	0.417 (2.584)
Δ(賃金指数(2期前))	0.291 (0.656)	-0.999 (-2.607) ***	0.323 (4.136)	0.237 (2.360)
Δ(GDP(1期前))	0.509 (1.214)	-0.121 (-0.336)	0.360 (4.882)	-0.382 (-4.031) ***
Δ(GDP(2期前))	0.375 (0.901)	-0.405 (-1.130)	0.084 (1.149)	-0.238 (-2.530) ***
定数項	0.009 (1.072)	-0.014 (-1.894)	0.002 (1.195)	-0.002 (-0.799)
修正済決定係数	0.746	0.490	0.805	0.371
帰帰式の標準誤差	0.098	0.085	0.017	0.022
F値	37.799	13.017	52.895	8.414

(注1) カッコ内はt値である。

(注2) *, **, ***はそれぞれ10%水準、5%水準、1%水準で統計的に有意であることを示している。

表8と表9はそれぞれ(5)式と(6)式にもとづくパネルVECMの推定結果を表しており、推定結果は①誤差修正項(ρECT_{t-1})の部分と、②差分で表現されたVARモデルの推定結果の部分の2つの要素から構成されている¹²⁾。①の誤差修正項は共和分の項で、長期均衡からの乖離が動学的に(部分的に・短期的に)調整されていくことを表しており、長期均衡ではゼロとなる。

表8の2変数による(5)式の推定結果を見ると、まず①誤差修正項では1期前の名目為替相場が1%水準で統計的に有意となっている¹³⁾。②VARの推定式においては、清酒輸出価格を被説明変数とした場合には誤差修正項・1期前の名目為替相場・2期前の名目為替相場がそれぞれ1%水準・5%水準・1%水準で統計的に有意となっている。これを基

本推定式の（１）式にあてはめて考えると、清酒輸出価格（の変化）に対しては１期前および２期前の名目為替相場（の変化）が有意に影響を与えているといえる。一方、名目為替相場を被説明変数とした場合では誤差修正項・１期前の清酒輸出価格・２期前の清酒輸出価格・２期前の名目為替相場がそれぞれ１０％水準・５％水準・５％水準・５％水準で統計的に有意となっている。

また、表９の４変数による（６）式の推定結果を見ると、①誤差修正項では３つの推定式においていずれも統計的に有意な変数はない。②VARの推定結果を見ると、清酒輸出価格を被説明変数とした場合では誤差修正項１・誤差修正項目３・２期前の名目為替相場がそれぞれ１％水準・５％水準・１０％水準で統計的に有意となっている。名目為替相場を被説明変数とした場合の推定では誤差修正項１・誤差修正項目２・１期前の日本の賃金指数がそれぞれ５％水準・１％水準・１％水準で統計的に有意となっている。日本の賃金指数を被説明変数とした場合では誤差修正項１と誤差修正項３がそれぞれ５％水準と１％水準で有意となっているのみで、その他の変数はいずれも統計的に有意となっていない。最後に、清酒輸出相手国のGDPを被説明変数として推定した場合には、誤差修正項１・誤差修正項３・１期前の清酒輸出相手国のGDP・２期前の清酒輸出相手国のGDPがそれぞれ１０％水準・１％水準・１％水準・１％水準で統計的に有意となっている。この結果を基本推定式の（２）式にあてはめて考えると、清酒輸出価格（の変化）に２つの誤差修正項の他、２期前の名目為替相場（の変化）が統計的に有意に影響を与えていることが分かる。

本論文の問題意識である清酒輸出価格への外国為替相場のパススルー弾力性と輸出価格決定要因について、時系列分析の観点から表８および表９に示されているパネルVECMの推定結果を整理すると、清酒輸出価格には２期前の名目為替相場が統計的に有意に影響を与えていることが分かる。つまり、清酒の輸出業者は名目為替相場の変化に応じてすぐに清酒輸出価格を変更しておらず、パススルーについてはタイムラグの存在と価格の硬直性（粘着性）が明らかとなった。

6.4 グレンジャー因果性

次に、変数間の因果性の有無を明らかにするために、パネルデータにもとづくグレン

ジャー因果性(Granger causality)検定をおこなう。表10は2変数にもとづくグレンジャー因果性検定の結果、表11は4変数にもとづくグレンジャー因果性検定の結果をそれぞれ示している。なお、パネルVECMにもとづくグレンジャー因果性検定には①クロスセクション方向で共通の係数を仮定した場合と、②クロスセクション方向で異なる係数を仮定した場合の2種類があり、②にはDumitrescu and Hurlin (2012)によるテストを適用した。

表10 グレンジャー因果性検定(2変数)

(1)各国に共通の係数を仮定した場合			
帰無仮説	観測数	F値	P値
1「名目為替相場は清酒輸出価格の(グレンジャーの意味で)原因ではない」	159	2.770	0.066 *
2「清酒輸出価格は名目為替相場の(グレンジャーの意味で)原因ではない」		1.766	0.175
(2)国ごとに異なる係数を仮定した場合(Dumitrescu-Hurlin Test)			
帰無仮説	W値	Zbar値	P値
3「名目為替相場は均一的に清酒輸出価格の(グレンジャーの意味で)原因ではない」	1.716	-0.753	0.451
4「清酒輸出価格は均一的に名目為替相場の(グレンジャーの意味で)原因ではない」	3.523	1.102	0.271

(注1)ラグ次数は2期を選択した。
(注2)*、**、***はそれぞれ10%水準、5%水準、1%水準で帰無仮説を棄却することを意味する。

表11 グレンジャー因果性検定(4変数)

(1)各国に共通の係数を仮定した場合			
帰無仮説	観測数	F値	P値
1「名目為替相場は清酒輸出価格の(グレンジャーの意味で)原因ではない」	159	2.770	0.066 *
2「清酒輸出価格は名目為替相場の(グレンジャーの意味で)原因ではない」		1.766	0.175
3「日本の賃金指数は清酒輸出価格の(グレンジャーの意味で)原因ではない」	160	0.630	0.534
4「清酒輸出価格は日本の賃金指数の(グレンジャーの意味で)原因ではない」		1.093	0.338
5「清酒輸出相手国のGDPは清酒輸出価格の(グレンジャーの意味で)原因ではない」	160	3.561	0.031 **
6「清酒輸出価格は清酒輸出相手国のGDPの(グレンジャーの意味で)原因ではない」		0.700	0.498
7「日本の賃金指数は名目為替相場の(グレンジャーの意味で)原因ではない」	159	4.263	0.016 **
8「名目為替相場は日本の賃金指数の(グレンジャーの意味で)原因ではない」		14.570	0.000 ***
9「清酒輸出相手国のGDPは名目為替相場の(グレンジャーの意味で)原因ではない」	159	0.464	0.630
10「名目為替相場は清酒輸出相手国のGDPの(グレンジャーの意味で)原因ではない」		0.959	0.386
11「清酒輸出相手国のGDPは日本の賃金指数の(グレンジャーの意味で)原因ではない」	160	2.325	0.101
12「日本の賃金指数は清酒輸出相手国のGDPの(グレンジャーの意味で)原因ではない」		26.494	0.000 ***
(2)国ごとに異なる係数を仮定した場合(Dumitrescu-Hurlin Test)			
帰無仮説	W値	Zbar値	P値
13「名目為替相場は均一的に清酒輸出価格の(グレンジャーの意味で)原因ではない」	1.716	-0.753	0.451
14「清酒輸出価格は均一的に名目為替相場の(グレンジャーの意味で)原因ではない」	3.523	1.102	0.271
15「日本の賃金指数は均一的に清酒輸出価格の(グレンジャーの意味で)原因ではない」	1.167	-1.319	0.187
16「清酒輸出価格は均一的に日本の賃金指数の(グレンジャーの意味で)原因ではない」	2.064	-0.393	0.695
17「清酒輸出相手国のGDPは均一的に清酒輸出価格の(グレンジャーの意味で)原因ではない」	7.199	4.907	0.000 ***
18「清酒輸出価格は均一的に清酒輸出相手国のGDPの(グレンジャーの意味で)原因ではない」	2.277	-0.173	0.863
19「日本の賃金指数は均一的に名目為替相場の(グレンジャーの意味で)原因ではない」	1.248	-1.234	0.217
20「名目為替相場は均一的に日本の賃金指数の(グレンジャーの意味で)原因ではない」	3.529	1.107	0.268
21「清酒輸出相手国のGDPは均一的に名目為替相場の(グレンジャーの意味で)原因ではない」	3.627	1.208	0.227
22「名目為替相場は均一的に清酒輸出相手国のGDPの(グレンジャーの意味で)原因ではない」	3.855	1.443	0.149
23「清酒輸出相手国のGDPは均一的に日本の賃金指数の(グレンジャーの意味で)原因ではない」	9.494	7.275	0.000 ***
24「日本の賃金指数は均一的に清酒輸出相手国のGDPの(グレンジャーの意味で)原因ではない」	5.488	3.141	0.002 ***

(注1)ラグ次数は2期を選択した。
(注2)*、**、***はそれぞれ10%水準、5%水準、1%水準で帰無仮説を棄却することを意味する。

まず表10を見ると、帰無仮説1((1)「各国に共通の係数を仮定した場合」・「名目為替相場は清酒輸出価格の(グレンジャーの意味で)原因ではない」)のみが10%水準で棄

却されており、その他の帰無仮説は棄却されない。このことから、名目為替相場から清酒輸出価格に対して（グレンジャーの意味での）因果性が存在していることが分かる。また表 11 を見ると、（１）「各国に共通の係数を仮定した場合」のなかでは帰無仮説 1・5・7・8・12 が、（２）「国ごとに異なる係数を仮定した場合」のなかでは帰無仮説 17・23・24 がそれぞれ棄却されている。つまり、清酒輸出価格に対しては名目為替相場と清酒輸出相手国の GDP から、名目為替相場に対しては日本の賃金指数から、日本の賃金指数に対しては名目為替相場と清酒輸出相手国の GDP から、清酒輸出相手国の GDP に対しては日本の賃金指数から、それぞれ（グレンジャーの意味での）因果性が存在していることが示されている。

6.5 インパルス応答関数

前項のグレンジャー因果性はあくまで定性的な概念であるため、各変数間の関係や与える影響の度合いを定量的に把握することはできない。そこで次に、（５）式・（６）式にもとづいて、ある 1 つの変数の変動（1 標準偏差のショック）が他の変数へ与える影響を時系列として定量的に把握するために、インパルス応答関数（impulse response function）を求める。図 3 は 2 変数による（５）式のインパルス応答関数、図 4 は 4 変数による（６）式のインパルス応答関数をそれぞれ示している。なお、ショックが生じてからの期間は最長 20 期（年）とした。

図 3 の 2 変数によるインパルス応答関数のうち（B）を見ると、清酒輸出価格への名目為替相場のパスルーはショックが生じてから 1 期目から 7 期目までは変動を繰り返すが、8 期目からは為替相場変動のショックの影響が消え、第 3 節の推定結果でも示された約 30% のパスルー弾力性となることが分かる。このことは図 4 の 4 変数によるインパルス応答関数の（B）でも示唆されている。

図3 インパルス応答関数（2変数）

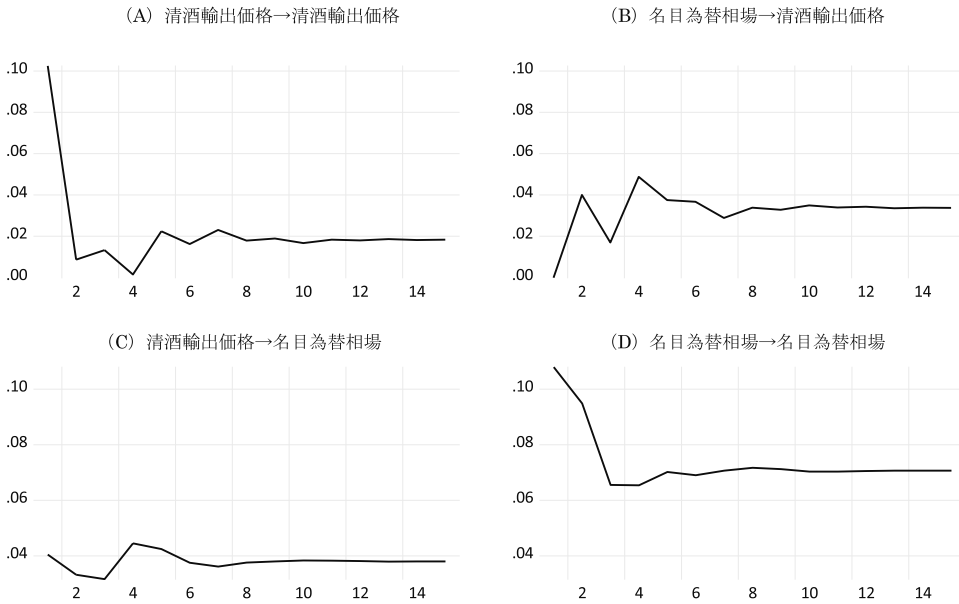
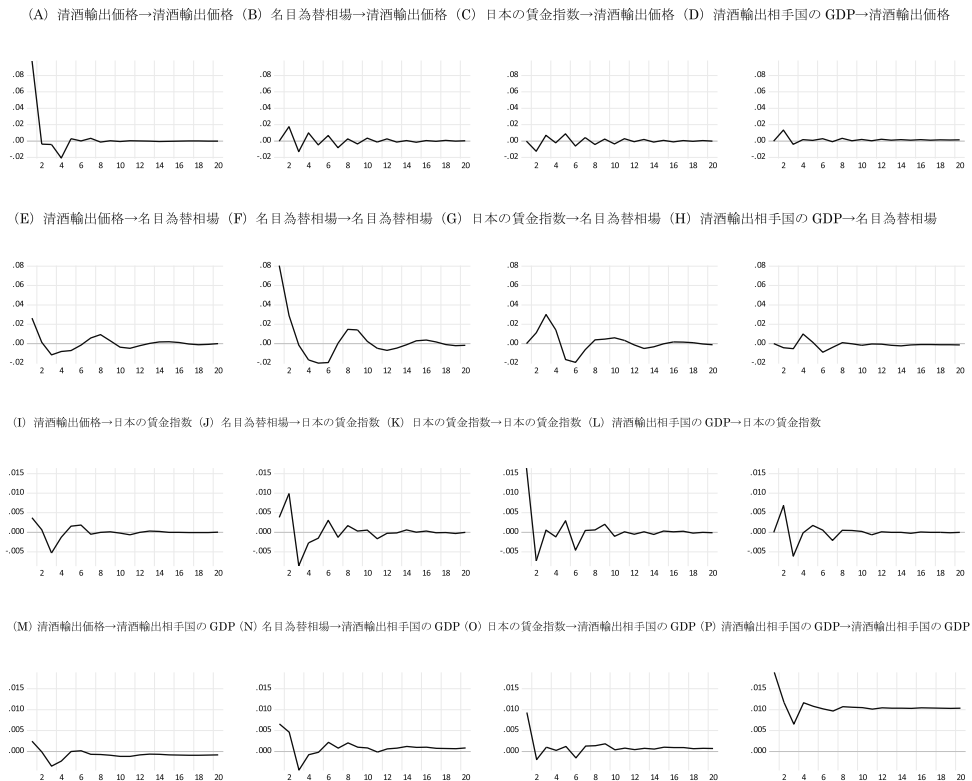


図4 インパルス応答関数（4変数）



6.6 予測誤差分散分解

最後に、各変数の変動（分散）に占める自己変数および他の変数の変動（分散）の影響の割合を求めるために、予測誤差分散分解（forecast error variance decomposition）をおこなう。図5は2変数にもとづく予測誤差分散分解、図6は4変数にもとづく予測誤差分散分解の結果をそれぞれ示している。

図5 予測誤差分散分解（2変数）

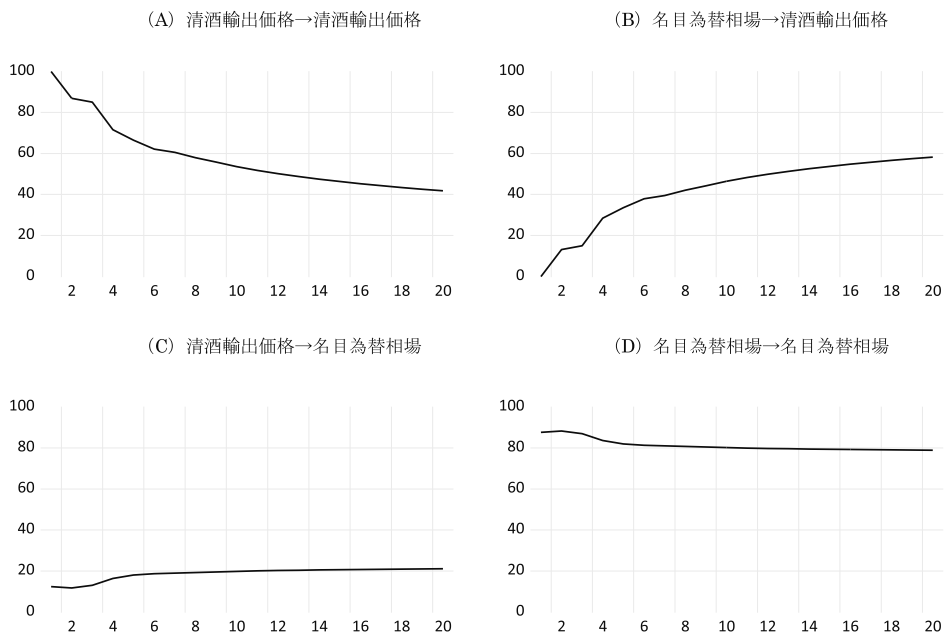
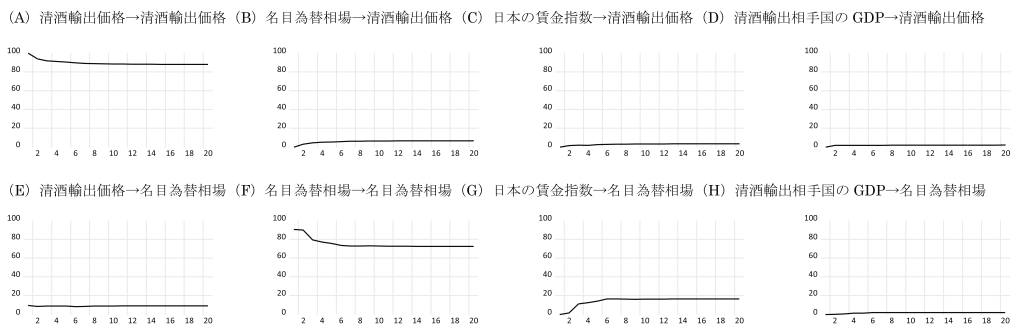
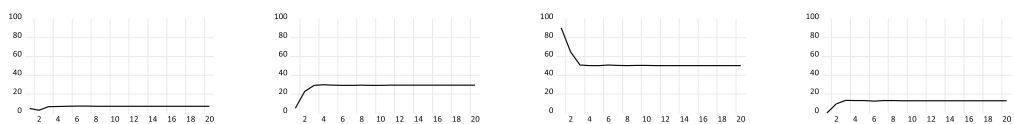


図6 予測誤差の分散分解（4変数）



(I) 清酒輸出価格→日本の賃金指数 (J) 名目為替相場→日本の賃金指数 (K) 日本の賃金指数→日本の賃金指数 (L) 清酒輸出相手国のGDP→日本の賃金指数



(M) 清酒輸出価格→清酒輸出相手国のGDP (N) 名目為替相場→清酒輸出相手国のGDP (O) 日本の賃金指数→清酒輸出相手国のGDP (P) 清酒輸出相手国のGDP→清酒輸出相手国のGDP

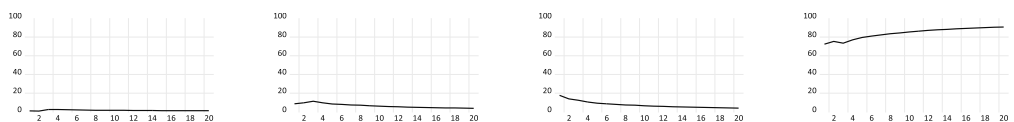


図5の2変数にもとづく予測誤差分散分解の結果のうち、(B)の清酒輸出価格の変動に占める名目為替相場の変動の割合を求めると、第1期には約13.1%の説明力を有しているが、第10期には約46.5%、第20期には約58.2%の説明力まで上昇し、清酒輸出価格の変動については長期的に名目為替相場の変動の影響が上昇していくことが示されている。また、図6の4変数にもとづく予測誤差分散分解の結果のうち、(B)を見ると、特に清酒輸出価格に対する影響を見ると0%の近くでほぼ水平となっており、変動(分散)の割合は予測を想定している期間にほとんど依存していないことが示されている。

7. 結論と今後の研究課題

本論文ではパネルデータ分析と時系列分析の手法を用いて、日本から外国への清酒(日本酒)の輸出価格への外国為替相場のパススルー弾力性を推定するとともに、清酒輸出価格に与える要因についても分析してきた。

2015年の清酒輸出先上位10か国を対象としたパネルデータ分析の結果から、清酒輸出価格への外国為替相場(日本円/輸出相手国通貨)のパススルー弾力性は0.030であり、国別係数ダミー変数の推定値をもとに見た場合、台湾向けの清酒の輸出に対して清酒輸出業者は名目為替相場の変動に最も敏感に反応するものの(-0.534)、中国向けの清酒の輸出に対しては反応の程度が最も低いことが明らかとなった(-0.078)。

また長期的均衡と短期的調整を仮定した標準的なパネルVECMにもとづく動学パネルデータ分析の結果からは、2変数分析においても、Campa and Goldberg(2005)型の4変数分析においても、2期前の名目為替相場が統計的に有意な影響を与えていることが示された。さらにグレンジャー因果性検定の結果から名目為替相場から清酒輸出価格への

(グレンジャーの意味での) 因果性の存在、またインパルス応答関数と予測誤差分散分解から清酒輸出価格の変動に占める名目為替相場の変動の割合が次第に(長期的に)増加していくことが明らかとなった。

第3節で取り上げたそれぞれの先行研究でも指摘されていることであるが、以上の分析結果から、輸出価格への外国為替相場のパススルー弾力性を分析する場合にはタイムラグと価格の硬直性(粘着性)を考慮しなければならない点と、時間が経過していくごとに輸出価格の変動を説明する外国為替相場の変動の割合が増加していく点が示されている。

ただし、本論文では扱うことができなかった分析も残されている。清酒の種別ごとによる分析、時期を分けて期間別におこなう分析(ローリング推定を含む)、輸出業者の業績の変化にもとづくパススルー弾力性の変化の推定、PTMの詳細な把握などである。これらについては今後の課題として、精緻に研究を進めていくこととしたい。

注

- (1) 名目実効為替相場を用いたパススルー弾力性の推定値と名目為替相場を用いたパススルー弾力性の推定値の符号(正負)は逆になっている。
- (2) 伊藤・鯉淵・佐藤・清水(2011)においては、日本企業の海外現地法人に対するアンケート調査の結果として、アジアの販売拠点では米ドルや日本円で調達(輸入)した財を現地市場に現地通貨建てで販売する傾向が強く見られることを示している。また、海外活動をおこなっている製造業の全上場企業1,006社を対象に貿易建値通貨の選択に関するアンケート調査をおこない、分析した伊藤・鯉淵・佐藤・清水(2018)では中国人民元をはじめとするアジア通貨建て利用の拡大を指摘している。インボイス通貨の選択とパススルーの関係についてはGopinath, Itskhoki, and Rigobon(2010)も参照。
- (3) 日本の貿易統計では、輸出はFOB(本船甲板渡し条件: Free on Board)価格で計上され、輸入はCIF(運賃・保険料込み条件: Cost, Insurance, and Freight)価格で計上されているため、厳密な意味では、輸出価格と輸入価格は異なる。
- (4) こうした行動はPCP(producer currency pricing)と呼ばれている(大谷(2002))。
- (5) 大谷(2001)・大谷(2002)は企業によるPTM行動が中央銀行の金融政策の効果に与える影響を分析している。
- (6) 「HSコード」は「商品の名称及び分類についての統一システム(Harmonized Commodity Description and Coding System)に関する国際条約(HS条約)」にもとづいて定められたコード番号である。
- (7) 推定における固定効果(fixed effect)と変量効果(random effect)の設定については、清酒輸出相手国ごとの特徴を明らかにするため、固定個別効果モデルを選択した。
- (8) Grassman(1973)による「古典化された定型的事実(Classical Stylized Facts)」にしたがえば、清酒は国際的に差別化された貿易財であるため、輸出国通貨建て取引に該当する。
- (9) それぞれの検定の詳細は千木良・早川・山本(2011)を参照。

- (10) Pedroni テスト以外のパネル共和分検定として、Kao (1999) による Kao テストもあるが、検定式における外生変数の制約が強いため、本論文では Pedroni テストを採用した。
- (11) 検定式について、定数項とトレンドの両方を仮定しておこなった場合、LLC テストでも IPS テストでも、名目為替相場のみ階差で定常となったが、それ以外の結果は同じである。
- (12) (5) 式および (6) 式のパネル VECM の推定にあたっては、ラグ次数を 2 期として選択した。また、各変数については 2 階まで階差を取り、定常 (stationarity) としている。
- (13) 推定ではすべての変数について階差を取っているが、本文中では冗長となるため、「階差」という表現は省略している。

データ出所

- ・財務省「貿易統計」
<http://www.customs.go.jp/toukei/info/>
- ・日本銀行「時系列統計データ検索サイト」
<http://www.stat-search.boj.or.jp/index.html>
- ・政府統計の総合窓口 (e-Stat)
<https://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/eStatTopPortal.do>
- ・WEO (World Economic Outlook, October 2016) : IMF (International Monetary Fund)
<https://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2016/02/weodata/index.aspx>

参考文献

- ・Athukorala, P. and J. Menon. (1994) "Pricing to Market Behaviour and Exchange Rate Pass-Through in Japanese Exports", *The Economic Journal*, 104 (423), pp.271-281.
- ・Bleaney, M. (1997) "Invoicing-Currency Effects in the Pricing of Japanese Exports of Manufactures", *The Canadian Journal of Economics*, 30 (4a), pp.968-974.
- ・Campa, J. and L. Goldberg. (2005) "Exchange Rate Pass-through into Import Prices," *Review of Economics and Statistics*, 87 (4), pp.679-690.
- ・Choudhri, E. U. and Hakura, D. S. (2015) "The exchange rate pass-through to import and export prices: The role of nominal rigidities and currency choice," *Journal of International Money and Finance*, 51, pp.1-25.
- ・Dumitrescu, E.I. and Hurlin, C. (2012) "Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels," *Economic Modelling*, 29 (4), pp.1450-1460.
- ・Grassman, S. (1973) "A Fundamental Symmetry in International Payments," *Journal of International Economics*, 3 (2), pp.105-116.
- ・Gopinath, G., O. Itskhoki, and R. Rigobon. (2010) "Currency Choice and Exchange Rate Pass-Through", *The American Economic Review*, 100 (1), pp.304-336.
- ・Hara N., Hiraki, K., and Ichise, Y. (2015) "Changing Exchange Rate Pass-Through in Japan: Does It Indicate Changing Pricing Behavior?", *Bank of Japan Working Paper Series*, 15-E-4, June 2015.
- ・Im, K. S., M. H. Pesaran and Y. Shin. (2003) "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels", *Journal of Econometrics*, 115 (1), pp.53-74.
- ・IMF (2016) *Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions 2016*.
- ・Kao, C. (1999) "Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data", *Journal of Econometrics*, 90 (1), pp.1-44.

- ・ Levin, A., C. F. Lin and C. S. J. Chu. (2002) "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties", *Journal of Econometrics*, 108 (1), pp.1-24.
- ・ Pedroni, P. (1999) "Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61 (S1), pp.653-670.
- ・ Pedroni, P. (2000) "Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels," in Baltagi, B. H. (eds). *Nonstationarity Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels*, JAI, Amsterdam, pp.93-130.
- ・ Pedroni, P. (2001) "Purchasing Power Parity Tests in Cointegrated Panels", *Review of Economics and Statistics*, 83 (4), pp.727-731.
- ・ Pedroni, P. (2004) "Panel Cointegration: Asymptotic Theory and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis", *Econometric Theory*, 20, pp.597-625.
- ・ Sekine, T. (2006) "Time-varying exchange rate pass-through: experiences of some industrial countries," *BIS Working Paper*, No. 202.
- ・ Shioji, E. (2012) "The Evolution of the Exchange Rate Pass-Through in Japan: A Re-evaluation Based on Time-Varying Parameter VARs," *Public Policy Review*, 8 (1), pp.67-92.
- ・ Shioji, E. (2015) "Time varying pass-through: Will the yen depreciation help Japan hit the inflation target?," *Journal of the Japanese and International Economies*, Volume 37, pp.43-58.
- ・ 伊藤隆敏・鯉淵賢・佐藤清隆・清水順子 (2011) 「貿易ネットワークにおけるインボイス通貨選択と為替管理：「平成 22 年度日本企業海外現地法人アンケート調査」結果概要」、*RIETI Discussion Paper Series*, 11-J-070、経済産業研究所、2011 年 11 月。
- ・ 伊藤隆敏・鯉淵賢・佐藤清隆・清水順子 (2018) 「日本企業の為替リスク管理とインボイス通貨選択：「2017 年度日本企業の貿易建値通貨の選択に関するアンケート調査」結果」、*RIETI Discussion Paper Series*, 18-J-025、経済産業研究所、2018 年 9 月。
- ・ 大谷聡 (2001) 「新しい開放マクロ経済学について—PTM (Pricing-to-Market) の観点からのサーベイ」、『金融研究』、第 20 巻 4 号、日本銀行金融研究所、2001 年 12 月、pp.171-204。
- ・ 大谷聡 (2002) 「PTM (Pricing-to-Market) と金融政策の国際的波及効果—「新しい開放マクロ経済学」のアプローチ」、『金融研究』、第 21 巻第 3 号、日本銀行金融研究所、2002 年 9 月、pp.1-54。
- ・ 葛目知秀 (2018) 「最近の清酒の輸出動向と外国為替相場の清酒輸出価格へのパススルー」、『現代経済社会の諸問題：渡部茂先生古稀記念論集』、学文社、2018 年 3 月。
- ・ 佐々木百合 (2013) 「日本の自動車輸出価格への為替相場のパススルーとマーケットパワー」、*RIETI Discussion Paper Series*, 13-J-052、経済産業研究所、2013 年 7 月。
- ・ 佐々木百合 (2019) 「為替相場が価格に反映されるパススルー効果—日本の輸入のパススルーは低下しているか—」、『フィナンシャル・レビュー』、2019 年第 1 号 (通巻第 136 号)、財務省総合政策研究所、pp.118-143、2019 年 1 月。
- ・ 塩路悦朗・Vu Tuan Khai・竹内紘子 (2007) 「名目為替パススルー率低下のマクロ的含意」、*RIETI Discussion Paper Series*, 13-J-024、経済産業研究所、2007 年 5 月。
- ・ 塩路悦朗・内野泰助 (2009) 「為替レートと原油価格変動のパススルーは変化したか」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No.09-J-8、2009 年 11 月。
- ・ 塩路悦朗・内野泰助 (2010) 「類別名目実効為替レート指標の構築とパススルーの再検証」、『経済研究』、61 (1)、pp.47-67。
- ・ 塩路悦朗・内野泰助 (2011) 「新興国企業の台頭と為替パススルー：双方寡占モデルによる考察と時系列データによる検証」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ No.11-J-6 2011 年 9 月。
- ・ 千木良弘朗・早川和彦・山本拓 (2011) 『動学的パネルデータ分析』、知泉書館。
- ・ 吉田裕司 (2014) 「国際貿易と為替レート—為替レートパススルーの新しい証拠：国内港別の細分化貿易データの分析—」、『実証国際経済学』、第 7 章、日本経済評論社。