〈論　文〉

ASEAN及び日中韓FTA・EPA（ASEAN+1）の経済的効果分析

福　田　真　也

はじめに

世界金融危機(注1)以降，徐々に世界経済における先進国の影響力は縮小され，新興国家を主としながら経済構造が再編された。そのようなこともあり，新興経済圏との経済的交流は以前よりも広がりをみせ，その重要性も増してきているといえる。特にASEANの経済成長率は2019年，2020年ともに＋5.3％と予想されており，人口も6億人以上と大規模な内需市場を保有している。同時に，日中韓の競合市場という側面においてもASEANの重要性は非常に高いといえる。

日本は，2005年4月にASEANとの交渉を開始し，2008年12月にはシンガポール及びラオス，ベトナム，ミャンマーの4ヵ国との間でEPAを発効した。ASEAN地域は北東アジア地域に位置する国家から，主に低賃金を基盤とした迂回生産拠点や原材料を購入するための市場として認識されている面があり，近年のASEAN諸国の急激な経済成長や購買力の上昇によって，現地の国内市場をターゲットにした投資が徐々に拡大されている傾向にある。

中国は，2004年11月にASEANとの間で商品協定を締結，2005年7月には発効し，商品における関税引き下げを行った。それ以降，同協定によって当該国家・共同体間の交易商品の90％に当たる約7,000以上の商品について関税をゼロにするなど，商品やサービス投資における自由貿易が大きく拡大した。

韓国は，2004年にチリとの間で初めてFTAを発効して以降，2005年2月にはASEANとの交渉を開始し，2007年6月には商品協定，2009年5月にはサービス協定及び投資協定を発効した。韓国-ASEAN FTAにおいては，過去10年間で三度に渡って，商品協定や原産地証明手続き手順の改正等を行いながら協定の自由化レベルを向上させてきた。また，2015年12月にはASEAN経済共同体（ASEAN Economic Community：AEC）が新たに発足され，ASEAN地域の生産市場及び消費市場としての役割がさらに拡大することが期待されている。

世界金融危機以降，ASEANは他の輸出市場と比較して相対的に輸出の減少が少なく，安定的な輸出市場として位置付けられている。また，米国が環太平洋パートナーシップ協定（Trans-Pacific Partnership Agreement：TPP）から公式的に脱退することを宣言したこ

とでTPPの発効時期が不透明になったことも重なり，東アジア地域包括的経済連携協定（Regional Comprehensive Economic Partnership：RCEP）への関心が高まりをみせている。 RCEPは域内国家間において既に締結されているFTAが多く存在するため，貿易創出効果は大きくないと予想されるが，既に締結されているFTAの改善や規範の調和等を通じて域内生産ネットワークを効率化させることができれば，RCEPの効果を増進させることが可能であろうと考えられる。

本稿では，日本，中国，韓国がASEANとの間でそれぞれ締結したFTA・EPAの経済効果について貿易結合度及び国別偏向度の概念を用いながら分析する。また，ASEANとのFTA締結後に各国の輸出競争力がどのように変化してきたのかについても言及する。

1. 日中韓におけるASEANとの交易動向及び先行研究

1-1. 日中韓におけるASEANとの交易動向

近年，日中韓における対ASEAN輸出入量は着実に増加しているが，2009年の世界金融危機をきっかけに世界の貿易量は大幅に減少した。北東アジア諸国とASEANとの貿易量も同じく大幅に減少したが，その後は急速に回復している。2000年以降の対ASEAN輸出量に限っていえば，日本は1.5倍，韓国は4.5倍の成長を示し，中国は約10倍もの成長を示している。日中韓の対ASEAN輸出量における年平均の増加率はそれぞれ，日本が4.26％，中国が19.31％，韓国が12.47％である一方，対世界輸出量における年平均の増加率はそれぞれ，日本が3.71％，中国が13.65％，韓国が9.67％であることからも示されているとおり，ASEAN地域の重要性の高さ並びに対ASEAN輸出量が急速に拡大している事実を一目で確認することができる。

日本は，2008年にASEANとのEPAを発効してから2016年までに，輸出面こそ約5億ドルのマイナス成長をみせたが，輸入面においては約89億ドルの成長をみせている。また，中国はASEANとのFTAを発効してから2016年までに，輸出面においては約1,345億ドル，輸入面においては約1,095億ドル増加しており，韓国は2007年にASEANとのFTAを発効してから2016年までに，輸出面においては約404億ドル，輸入面においては199億ドル増加している。また，日中韓の3ヵ国における年平均の輸出増加率は，各国がASEANとのFTA・EPAを発効して以降，韓国は18.50％，中国は25.10％とともに上昇している一方，日本は2008年と比較して減少している。最後に，貿易収支面においては，表1において示されているように3ヵ国ともに黒字傾向にあるといえる。

日本，中国，韓国とASEANとの間における輸出率及び市場占有率は，表2のとおりである。日本における対ASEANの輸出率は，2007年までは減少傾向にあったものの，2008年以降に増加傾向に転換されたため，全体的な変化としては大きな変化はみられない。また，市場占有率については継続的に減少傾向にあり，過去15年間で約9.9％減少したことが確認できた。特に，この減少傾向は2004年以降に著しく現れているが，中国とASEANとの間でFTAが締結されたことによって中国の輸出が急激に増加し，日本の市場占有率が相対的に減少した結果であると推測することができる。

一方，中国における対ASEANについては，輸出率及び市場占有率ともに上昇していることが確認できるが，特に，ASEANとの間でFTAを発効した2005年以降の10年間においては，輸出率2.7％，市場占有率が5.1％と急激に上昇していることが確認できる。一方，

表 1　日中韓における対 ASEAN 貿易収支推移

（単位：百万ドル）

	日本		中国		韓国	
	輸出	輸入	輸出	輸入	輸出	輸入
2002	69,365	57,985	18,019	21,983	16,950	18,149
2003	57,139	52,881	19,308	23,014	15,068	15,863
2004	56,441	49,931	23,587	31,013	17,446	16,699
2005	62,726	56,803	32,505	47,107	19,118	18,423
2006	75,186	65,226	46,010	62,654	23,923	22,351
2007	62,726	70,080	59,564	74,600	26,940	26,005
2008	80,553	77,068	74,761	89,090	32,795	29,629
2009	85,667	81,247	87,910	103,320	36,475	31,692
2010	104,886	100,699	105,006	111,559	48,129	39,470
2011	79,888	72,497	91,623	101,275	39,740	32,819
2012	113,408	94,125	119,708	146,939	56,136	42,511
2013	120,875	117,634	143,878	184,065	67,695	51,527
2014	129,586	122,046	163,896	187,412	73,451	50,580
2015	111,762	111,673	181,332	189,408	77,765	51,649
2016	104,425	109,624	194,147	184,116	76,971	51,605
年平均増加率（対 ASEAN）	4.26	5.80	19.31	17.71	12.47	8.58
年平均増加率（対世界）	3.71	6.51	13.65	17.45	9.67	9.91

（出所）独立行政法人経済産業研究所　RIETI-TID 2016 より筆者作成。

ASEAN における対中国に関しては，輸出率が大幅に増加しているのに対し，市場占有率は継続して減少しているということが確認できた。

韓国における対 ASEAN の輸出率及び市場占有率は，2000 年以降，継続的に増加しており，特に，2007 年以降の数値を見れば，韓国 -ASEAN FTA が発効されたことによる影響で対 ASEAN の輸出が活発になったということが推測できる。一方，ASEAN における対韓国の輸出率は大きな変化がなく維持している状態だが，市場占有率に関しては，2007 年を起点に増加傾向に転換し始めたという変化をみせている。

1-2. 先行研究

近年，各国家・地域間では多くの FTA・EPA が締結されるようになり，FTA・EPA における経済的効果に関する研究が活発に行われるようになってきた。これまでの FTA・EPA における効果分析においては，主に一般均衡モデル（Computable General Equilibrium：CGE）や重力モデルが用いられてきた。一般均衡モデルとは，実際にそれぞれの FTA・EPA が締結される前に，予めその締結しようとしている FTA・EPA の妥当性について分析する方法であり，集計された製品レベルでの二国間貿易を分析することが可能なモデルである。一方，重

表 2　日中韓と ASEAN 間における輸出率及び市場占有率(注 2)(注 3)

（単位：%）

	日本				中国				韓国			
	日本→ ASEAN		ASEAN →日本		中国→ ASEAN		ASEAN →中国		韓国→ ASEAN		ASEAN →韓国	
	輸出率	市場占有率	輸出率	市場占有率	輸出率	市場占有率	輸出率	市場占有率	輸出率	市場占有率	輸出率	市場占有率
2000	13.8	18.9	13.7	15.4	4.6	4.9	5.2	11.2	9.8	4.6	4.3	11.3
2002	12.7	16.3	12.1	14.9	4.9	6.8	7.5	12.3	10.7	5.0	4.1	10.9
2004	12.2	15.4	11.4	14.5	5.8	9.4	11.0	12.6	9.2	4.9	3.9	9.9
2006	11.6	12.5	10.3	13.5	6.3	11.6	11.9	13.0	9.5	5.1	3.9	9.5
2008	13.1	11.8	10.9	13.6	6.8	11.9	12.1	11.3	11.7	5.4	4.3	9.2
2010	14.6	12.5	9.7	14.0	7.2	13.2	15.2	12.0	12.5	6.2	4.4	10.1
2012	15.6	11.1	10.5	14.1	8.3	14.0	16.1	12.1	13.9	6.3	4.3	9.9
2013	14.7	9.5	9.6	13.8	8.9	15.4	16.2	11.8	14.2	6.6	4.4	10.1
2014	14.2	9.0	9.2	13.9	9.0	16.7	15.4	11.1	13.7	6.6	4.3	10.0

（出所）独立行政法人経済産業研究所　RIETI-TID 2016 より筆者作成。

力モデルとは，分析しようとする FTA・EPA が締結された後に，関税廃止や関税引き下げなどの要因の変化によって引き起こされる経済的効果について分析するモデルである。このような研究方法は，FTA・EPA の効果を数値化できるというメリットがある反面，モデルを構成する過程において各研究者の恣意的な判断基準が含まれてしまうという危険性も考えられる。

本稿の主題である ASEAN に関連する FTA・EPA 効果における先行研究の中には，日本や韓国をはじめとした国家を対象とし，1996 年から 2006 年に渡って EU 及び ASEAN，NAFTA，MERCOSUR などとの地域経済統合の効果について分析したものが存在するが，その研究においては韓国の経済統合効果として NAFTA 及び EU に対して負の効果が導出された反面，ASEAN との経済統合効果については正の効果が導出されている。また，韓国と EU 及び韓国における主要交易国を対象とした経済統合効果に関する先行研究においては，全般的に ASEAN との間には貿易創出効果が確認できるが，EU の場合は，韓国との交易量の増減による効果が確認できないと結論付けている。さらに，ASEAN 地域内の貿易自由化の影響に関する先行研究においては，二国間貿易協定よりも多国間貿易協定の方が貿易創出効果があると結論付けている。一方，発展途上国間の地域協定においては，非加盟国に輸入される物品に対する高関税によって貿易転換効果が引き起こされる反面，先進国間の地域協定においては，半分程度の物品において貿易創出効果があるという分析結果も出ている。

上記では，FTA・EPA の効果を分析する方法及び ASEAN に関連する FTA・EPA の先行研究について考察した。ASEAN に関連する FTA・EPA の効果分析方法の多くは一般均衡モデル及び重力モデルを用いた分析によって成り立っており，ASEAN は日本，中国，韓国との生産ネットワークにおいて密接な関係性を持っているだけではなく，新しい消費市場としての役割がより重要になってきていることが確認できた。

したがって，本稿では，貿易結合度及び国別偏向度の概念を用いながら，日本，中国，韓国

と ASEAN との間の交易構造の変化状況において，商品構造の補完性以外の要因から影響を受けているのかについて評価することによって FTA・EPA の効果を分析する。また，重力モデルによって輸出の貿易創出効果及び輸入の貿易創出効果を数値化し，日本，中国，韓国と ASEAN との間の FTA・EPA の効果を分析する。

2. 実証分析モデル及び資料分析

2-1. 貿易結合度を用いた FTA・EPA 分析モデル

輸出国 i 及び輸入国 j の貿易結合度は次のとおりである。

$$I_{ij} = \frac{X_{ij}}{X_i} \Big/ \frac{X_j}{X} \qquad (1)$$

X_{ij}：i 国の j 国に対する輸出額
X_i：i 国の総輸出額
X_j：j 国の総輸入額
X：全世界の総輸出額又は総輸入額

ここで I_{ij} の数値が 1 より大きいということは，i 国の総輸出額のうち j 国に対する輸出額が占める割合が，全世界の総輸出額のうち j 国の総輸入額が占める割合よりも大きいということを意味しているため，i 国から j 国への輸出の密接性が j 国の世界市場に対する輸出の密接性より大きいと解釈することができる。これに対して，Iij の数値が 1 より小さい場合は，反対の意味として解釈することができる。なお，貿易結合度は，両国間の比較優位において補完性が強ければ強いほど，地理的又は物理的な距離が近ければ近いほど，また，両国間において特恵貿易協定が結ばれている場合には 1 より大きな数値になるということである。

貿易結合度は，貿易補完度（Trade Complementarity Index：C_{ij}）及び国別偏向度（Degree of Special Country Bias：B_{ij}）の 2 つの要因に分けることができるが，貿易補完度は輸出入における両国間の比較優位構造の相互補完性を反映し，国別偏向度は地理的な距離や特恵貿易協定，海外直接投資などの相対的な密接性を反映している。したがって，貿易結合度は次のように表すことができる。

$$I_{ij} = C_{ij} \cdot B_{ij} \qquad (2)$$

一方，一国の輸出入の方法は，その国の比較優位及び比較劣位構造によって決定される。ヘクシャー＝オリーンモデル（注 4）のように輸送費や貿易障壁がなければ，k 品目における i 国の j 国に対する期待輸出額（EX_{ij}^k）は，1 つの商品における全世界の総貿易量において i 国が占める割合と，同一商品における j 国の総輸入量の積で表すことができ，次のように表すことができる。

$$EX_{ij}^k = X_j^k (X_i^k / X^k) \qquad (3)$$

ここで X_i^k, X^k は，それぞれ i 国及び全世界の k 品目に対する輸出額，X_j^k は j 国の k 品目に対する輸出額を表している。各品目別の期待輸出額の合計は，i 国における全ての交易品目の期待輸出額になる。

$$EX_{ij} = \Sigma_k EX_{ij}^k \qquad (4)$$

i 国の貿易補完度（C_{ij}）は，式（1）における i 国と j 国の実際の貿易額（X_{ij}）を総期待輸出額に代替して計算することができる。

$$C_{ij} = \frac{EX_{ij}}{X_i} \Big/ \frac{X_j}{X} \qquad (5)$$

また，国別偏向度（B_{ij}）は，実際の輸出額と期待輸出額の差の程度を意味しており，次のように表すことができる。

$$B_{ij} \equiv \frac{X_{ij}}{EX_{ij}} = \frac{X_{ij}}{\Sigma_k EX_{ij}^k} = \frac{1}{\Sigma\left(\frac{X_{ij}^k}{X_{ij}}\right)\frac{1}{B_{ij}^k}} \quad (6)$$

式（6）において，$B_{ij}^k(=X_{ij}^k/EX_{ij}^k)$ は，各商品別，国別の偏向度を表しており，B_{ij} は B_{ij}^k の加重調和平均とされている。

式（2）のように，貿易結合度（I_{ij}）は，比較優位を決定する貿易補完度（C_{ij}）と国別偏向度（B_{ij}）の積で表すことができるが，国別偏向度は，地理的な距離や特恵貿易協定，海外直接投資などによって決定される。

2-2. 重力モデルを用いた FTA・EPA 分析モデル

1962 年に Tinbergen(注5) が初めて重力モデルを貿易に適用して以来，国際貿易学の分野においても重力モデルは優れた実証手法の１つであると考えられている。しかし，当初は貿易における重力モデルの理論的基礎は明示的に考えられておらず，これらに関連するその後の研究において，貿易における重力モデルが経済理論から導き出されていることが確認された。また，貿易における重力モデルがリカードモデルやヘクシャー＝オリーンモデルなどの伝統的貿易理論，新貿易理論，新々貿易理論からも理論的に導くことが可能であることも確認された。式（7）は，FTA・EPA の政策効果を分析するために，伝統的重力モデルに人口１人当たりの国民所得や共通言語，国境隣接度合などの国家間の貿易規模に影響を及ぼすであろうと判断される変数を組み込んだ式である。

$$\begin{aligned} lnX_{ijt} = {} & \beta_0 + \beta_1 ln\mathrm{GDP}_i + \beta_2 ln\mathrm{GDP}_j \\ & + \beta_3 lnDist_{ij} + \beta_4 Adj_{ij} \\ & + \beta_5\, Comlang_{ij} \\ & + \theta_1\, \mathrm{FTA{\cdot}EPA1}_{ijt} \\ & + \theta_2\, \mathrm{FTA{\cdot}EPA2}_{ijt} \\ & + \theta_3\, \mathrm{FTA{\cdot}EPA3}_{ijt} \\ & + \delta_t + \varepsilon_{ij} \end{aligned} \quad (7)$$

式（7）において，推定係数の予測符号をみてみると，GDPi と GDPj は輸出国，輸入国の消費及び需要水準を表していることから，貿易量との関係が正であることが予想される。また，各国間の距離に関する変数については，運送や情報費用の代理変数として地理的に遠く離れた国家であればあるほど貿易量が減少すると考えられていることから，符号が負になることが予想され，隣接国の可否（Adj_{ij}）や同一言語の使用可否（$Comlang_{ij}$）の推定係数については，文化的な側面において類似した国家間における貿易量との関係が正であることが予想される。

一方，FTA・EPA の効果については，$FTA \cdot EPA1_{ijt}$，$FTA \cdot EPA2_{ijt}$ 及び $FTA \cdot EPA3_{ijt}$ に分けて分析をする。$FTA \cdot EPA1_{ijt}$ では，特定年度（t）において，輸出国 i 国と輸入国 j 国が同一の FTA・EPA の加盟国である場合を 1，そうでない場合を 0 と表示してい

表 3　FTA における貿易創出効果及び貿易転換効果(注6)

	輸出効果		輸入効果	
	$\theta_2 > 0$	$\theta_2 < 0$	$\theta_3 > 0$	$\theta_3 < 0$
$\theta_1 > 0$	Pure TC（X）	TC（X）＋ XD（$\theta_1 > \theta_2$） or XD（$\theta_1 < \theta_2$）	Pure TC（M）	TC（M）＋ MD（$\theta_1 > \theta_3$） or MD（$\theta_1 < \theta_3$）
$\theta_1 < 0$	XE	XC ＋ XD	ME	MC ＋ MD

（出所） Yang and Martinez-Zarzoso, “A Panel Data Analysis Trade Creation and Trade Diversion Effects : The Case of Asean-China Free Trade Area,” *China Economic Review*, Vol. 29, p. 144 より筆者作成。

る。そこで，もし推定係数（θ_1）が正の数値であった場合は，FTA・EPA によってさらに域内貿易が増進されると解釈することができる。次に $FTA \cdot EPA2_{ijt}$ では，輸出国 i 国が FTA・EPA 加盟国であり，輸入国 j 国が FTA・EPA 非加盟国である場合を 1，そうでない場合を 0 と表示している。そこで，もし推定係数（θ_2）が正の数値であった場合は，FTA・EPA 加盟国から FTA・EPA 非加盟国に対する輸出量の増大を意味しているといえ，輸出の側面において貿易創出効果があると定義することができる。逆に，推定係数（θ_2）が負の数値であった場合は，FTA・EPA 加盟国から FTA・EPA 非加盟国に対する輸出の減少を意味しているといえ，輸出転換効果があると定義することができる。なお，$FTA3_{ijt}$ では，輸出国 i 国が FTA・EPA 非加盟国，輸入国 j 国が FTA・EPA 加盟国である場合を 1，そうでない場合を 0 と表示している。この推定係数（θ_3）が正である場合，貿易創出効果によって非加盟国から加盟国への輸入が増大することを意味し，逆に，負であった場合は貿易転換効果があると定義することができる。すなわち，FTA・EPA において域内貿易の増加（θ_1）のみを純貿易創出とみなすことは不十分であるということである。域内貿易の増加（θ_1）は，域外国家の輸入の減少（θ_3）とともに表れるため，貿易創出効果及び貿易転換効果によって互いが相殺されるということが，その理由として挙げられる。したがって，θ_1 だけでなく加盟国と非加盟国間の貿易パターンや大きさ等についても考察する必要がある。このことから，地域内貿易増加（$\theta_1 > 0$）は，域外国家からの輸入減少（$\theta_3 < 0$）が伴う可能性があり，域内貿易の係数（θ_1）とともに加盟国と非加盟国間の貿易パターンや大きさ（θ_2，θ_3）についても検討する必要があるということである。

2-3. 資料分析

本稿では，日中韓の 3 ヵ国と ASEAN との間の FTA・EPA 効果を分析するための資料として，独立行政法人経済産業研究所の REITI-TID 2016 の数値を用いた。まず，貿易指数による FTA・EPA 効果については日中韓及び ASEAN 地域すべての国家の貿易額によって分析を行い，重力モデルによる分析においては，日中韓との交易が比較的に多い米国やシンガポール，ベトナム，インドネシア，インド，ロシア，ブラジル，オーストラリア，サウジアラビア，メキシコ，タイ，フィリピン，ドイツ，アラブ首長国連邦，オランダ，カナダ，イギリスなどの国家を選定し分析を行った。ASEAN 加盟国の中において比較的経済規模が小さく，その他の資料の収集が難しいカンボジアやミャンマー，ブルネイ，ラオスは除外し，分析期間は日中韓と ASEAN との間でそれぞれ FTA・EPA が発効された 2000 年から 2014 年を対象とした。また，各国の GDP 数値については世界銀行の WDI（World Development Indicator）を用いて名目変数を抽出し，各国間の距離（$Dist_{ij}$）や隣接国の可否（Adj_{ij}），同一言語の使用可否（$Comlang_{ij}$）等の資料については，CEPPI のデータベースより抽出した。また，日本，中国，韓国，ASEAN 地域の各国における他の国家との地域協定に関する資料については，WTO のウェブサイトより抽出した。なお，実証分析の統計ソフトについては Stata 13.1 を用いた。また，表 4 は，重力モデルに用いられた独立変数の記述的統計値である。

3. 実証分析結果

3-1. 貿易結合度及び国別偏向度の分析

概略的ではあるが，第 1 章における日本，中国，韓国における対 ASEAN の輸出率及び市

表4　基礎的な記述統計分析

変数	平均	標準偏差	最小値	最大値
lnX_{ij}	21.793	1.762	13.293	26.820
lnGDP$_i$	27.352	1.358	24.238	30.487
lnGDP$_j$	27.333	1.358	24.238	30.487
$lnDist_{ij}$	8.788	0.760	5.937	9.810
Adj_{ij}	0.0498	0.217	0	1
$Comlang_{ij}$	0.119	0.324	0	1

（資料）筆者作成。

場占有率がFTA・EPA発効後に増加したという結果から，日中韓の3ヵ国とASEANとの間における各FTA・EPAの効果について考察することができ，貿易結合度の面からもFTAの効果について説明することができた。しかし，貿易結合度は相手国の輸入需要の増加によって輸出率が増加したり，輸出国の輸出供給能力及び輸出競争力の増進によって市場占有率が上昇したりするものである。すなわち，貿易結合度は，両国間の輸出構造及び輸入構造が類似しているほど輸入が増加する貿易補完度によって大きく変化する可能性があるものであり，これは，貿易結合度から輸出入における特化構造を除いた国別偏向度を通じて，自由貿易協定の締結による貿易増大効果を類推することができたということである。

表5は，日本，中国，韓国における対ASEANの貿易結合度及び貿易補完度，国別偏向度に関するものである。日本は，2008年にASEANとのEPAを発効して以来，日本における輸出構造及びASEANにおける輸入構造においてはその類似性が薄れ，貿易結合度も2.19から2.07に減少している。したがって，ASEANに対する国別偏向度は大きな変化もなく一定の水準（2.13～2.18）で維持されており，日本における対ASEAN EPAの効果は大きくも小さくもないと解釈することができる。

2007年以降，中国における対ASEAN輸出の貿易補完度において1.00～1.03の変化量を示したことについては，中国における輸出構造及びASEANにおける輸入構造において大きな変化はみられなかったが，貿易結合度については増加したと結論付けることができる。したがって，国別偏向度が1.07から1.28に増加したということは，両国間の貿易関係においてFTAの効果があったと解釈することが可能であるということである。

また，2007年の韓国の貿易結合度は1.80であったが，2014年には2.00まで上昇している。同一期間の貿易補完度は1.22から1.09まで減少し，国別偏向度は1.48から1.83に増加した。ここでの貿易補完度の減少は，韓国とASEANとの間における輸出構造及び輸入構造の類似性が薄れてきているということを意味しており，貿易結合度の増加は，韓国とASEANとの貿易の密接性が増してきているということを意味している。また，国別偏向度の上昇については，FTAのような特恵貿易協定によって貿易量が増加していることを意味していると解釈することができる。

韓国におけるASEANに対する輸出率及び市場占有率は，2007年にFTAを発効して以来，2009年の世界金融危機を除いて持続的に増加している。同様に，国別偏向度及び貿易結合度についても2002年以降，減少傾向にあったにも関わらずFTAを発効してから増加傾向

表 5　日中韓における対 ASEAN　貿易結合度及び国別偏向度(注 7)

	日本			中国			韓国		
	貿易結合度	貿易補完度	国別偏向度	貿易結合度	貿易補完度	国別偏向度	貿易結合度	貿易補完度	国別偏向度
2000	2.32	1.13	1.06	0.77	0.92	0.84	1.66	1.17	1.41
2001	2.34	1.11	2.11	0.85	0.92	0.92	1.75	1.16	1.51
2002	2.26	1.11	2.03	0.89	0.96	0.92	1.90	1.24	1.53
2003	2.31	1.13	2.05	1.01	0.98	1.04	1.78	1.26	1.42
2004	2.20	1.12	1.97	1.05	1.00	1.05	1.66	1.25	1.33
2005	2.19	1.07	2.05	1.07	1.00	1.07	1.61	1.23	1.31
2006	2.05	1.06	1.94	1.11	1.02	1.08	1.68	1.23	1.37
2007	2.14	1.04	2.06	1.20	1.01	1.19	1.80	1.22	1.48
2008	2.19	1.03	2.13	1.14	1.00	1.14	1.96	1.17	1.67
2009	2.19	1.07	2.05	1.15	1.01	1.14	1.89	1.20	1.58
2010	2.23	1.04	2.15	1.10	1.03	1.07	1.91	1.08	1.76
2011	2.18	1.00	2.18	1.14	1.01	1.13	1.95	1.09	1.79
2012	2.21	1.02	2.16	1.17	1.03	1.14	1.96	1.11	1.77
2013	2.08	0.99	2.10	1.26	1.03	1.22	2.02	1.11	1.83
2014	2.07	0.97	2.14	1.32	1.03	1.28	2.00	1.09	1.83

（資料）筆者作成。

に転じている。国別偏向度が上昇傾向に転じた理由として，2007 年以降の韓国における ASEAN に対する輸出の増加の一部が FTA の効果によるものであると解釈することができる。

これに対して，中国における ASEAN に対する輸出率及び市場占有率は急激に上昇している。特に，市場占有率の増加は貿易結合度及び国別偏向度の上昇よりも著しい。このように，中国における ASEAN に対する輸出率の増加は，市場占有率の上昇によるものと考えられるため，中国における ASEAN に対する輸出量の増加は，ASEAN すべてにおける輸入需要の増加に起因していると解釈することができる。一方，日本における ASEAN に対する輸出率及び市場占有率は，特恵貿易協定の影響に関わらず継続的に減少しており，市場占有率においても 2008 年から上昇傾向に転じている。なお，2010 年以降の貿易結合度及び国別偏向度については，ほぼ同じ水準で推移していることが確認できる。

一方，ASEAN における韓国に対する輸出については，韓国の輸入構造及び ASEAN の輸出構造を示す貿易補完度の数値が 1.03 から 1.05 の間でほぼ一定の水準で維持されており，貿易結合度については，2007 年から 2009 年にかけて 1.45 から 1.57 まで増加したが，2014 年には 1.42 まで減少している。また，国別偏向度も同様に 2007 年から 2009 年にかけて 1.34 から 1.48 まで増加したが，2014 年には 1.38 まで減少しており，ASEAN が韓国との FTA を発効したことによる FTA の効果の表れであると推測することができる。

また，ASEAN における中国に対する輸出に

表6　ASEANにおける対日中韓　貿易結合度及び国別偏向度(注8)

	日本			中国			韓国		
	貿易結合度	貿易補完度	国別偏向度	貿易結合度	貿易補完度	国別偏向度	貿易結合度	貿易補完度	国別偏向度
2000	2.23	1.05	2.13	1.63	1.11	1.47	1.64	1.12	1.47
2001	2.34	1.07	2.18	1.67	1.11	1.50	1.72	1.12	1.54
2002	2.25	1.06	2.12	1.85	1.15	1.61	1.64	1.14	1.44
2003	2.27	1.06	2.14	1.98	1.15	1.72	1.56	1.14	1.37
2004	2.24	1.26	1.78	1.95	1.13	1.73	1.54	1.11	1.38
2005	2.11	1.18	1.78	1.99	1.13	1.76	1.53	1.09	1.40
2006	2.05	1.04	1.97	1.98	1.14	1.74	1.45	1.07	1.36
2007	2.17	1.05	2.07	2.03	1.13	1.80	1.45	1.08	1.34
2008	2.19	1.06	2.07	1.82	1.09	1.67	1.47	1.05	1.40
2009	2.07	1.05	1.97	1.75	1.06	1.65	1.57	1.06	1.48
2010	2.01	1.04	1.94	1.72	1.05	1.64	1.45	1.03	1.41
2011	2.07	1.05	1.97	1.78	1.04	1.71	1.45	1.03	1.41
2012	2.01	1.04	1.93	1.71	1.05	1.63	1.39	1.03	1.35
2013	1.97	1.05	1.88	1.69	1.06	1.59	1.45	1.04	1.39
2014	1.97	1,05	1.88	1.58	1.05	1.51	1.42	1.03	1.38

（資料）筆者作成。

ついては，2005年以降，貿易結合度は1.99から1.58に減少し，貿易補完度においても2005年から2014年にかけて1.13から1.05まで減少している。したがって，中国-ASEAN FTAが発効されて以降，国別偏向度は2007年から2014年にかけて1.76から1.51まで減少しており，他の要因が一定であったとすれば，FTAによるASEANにおける中国に対する貿易増進効果はそれほど大きくはないと解釈できる。

日本の場合には，ASEANとの輸出入構造の密接性を示す貿易結合度が，2008年から2014年にかけて2.19から1.97へと減少している。EPA発効以降については，貿易補完度に大きな変化はみられなかったが，国別偏向度においては2008年から2014年にかけて2.07から1.88へと減少していることが確認できた。このように，国別偏向度を尺度としてみた場合，他の条件が一定であったとすれば，日本-ASEAN EPAはASEANの貿易増進に影響を与えることができなかったと解釈することができる。

表6は，ASEANにおける日本，中国，韓国に対する貿易結合度及び貿易補完度，国別偏向度に関するものである。ASEANにおける韓国に対する輸出率はこれまで減少してきたが，2007年にFTAを発効してから増加傾向に転じ，特に市場占有率については，2000年以降，継続して減少傾向にあったが，FTAを発効してから急激に増加傾向へと転じた。一方，貿易結合度及び国別偏向度については，FTAを発効してから一時的に増加傾向を示したが，2009年を境に減少の一途をたどっている。なお，FTA発効以降，韓国に対する輸出率が増加したのに対し，国別偏向度は減少傾向を示している。これは，韓国におけるASEANに対する輸

入の需要が増加したことによって ASEAN の輸出率が増加したと解釈することができ，また，2009 年以降の FTA による貿易の増加率がそれほど大きくはないということも確認できる。

2000 年以降，ASEAN における中国に対する輸出率は増加し続けており，市場占有率についても 2008 年から上昇傾向にあるが，貿易結合度及び国別偏向度は減少傾向にある。すなわち，これは FTA による貿易の増進によるものというよりは，ASEAN における中国に対する輸出の増進による効果であると解釈することができる。なお，ASEAN における日本に対する輸出率については継続して減少傾向にあり，FTA が発効された時点では一時的に上昇したが，その後，再び減少の一途をたどっている。また，市場占有率も同様に，FTA が発効された時点では一時的に上昇したが，その後，再び減少している。対日本における貿易結合度及び国別偏向度は同時に減少しており，ASEAN における日本に対する輸出量及び国別偏向度が減少していることから FTA の効果がそれほど大きくなかったということが予測される。なお，日中韓における対 ASEAN の国別偏向度は全般的に増加しており，日本，韓国，中国の順で高いという結果も出ている。

3-2. 重力モデルによる分析結果

ASEAN と日中韓の各国間における FTA・EPA の効果について重力モデルによる分析結果を表 7 に示す。重力モデルにおいて基本的に考慮されている GDP や各国間の距離，隣接国の可否，同一言語の使用可否等の推定係数については何らかの影響があることが確認でき，予測符号とも一致した。日中韓における輸出国及び輸入国の GDP については正の値が抽出され，この結果から輸出国及び輸入国の GDP は両国における交易を拡大させているということが確認できた。一般的に，貿易費用を意味する各国間の距離に関する変数は 3 ヵ国すべての国において負の値が抽出され，距離が遠いほど貿易量が減少するという結果を得た。また，隣接国の可否及び同一言語の使用可否におけるダミー変数の符号については正の値が抽出され，類似した文化を持つ国家間の貿易量が増加するという結果を得た。

次に，FTA・EPA における貿易創出効果及び貿易転換効果については，年度別の固定効果を考慮した固定効果モデル（fixed effect model）及び PPML モデル（Poisson-Pseudo Maximum Likelihood model）によって分析を行った。年度別の固定効果モデルにおいては，両国間の貿易実績が全くない場合には，2 ヵ国間の貿易関係が除外されるため，選択バイアス（selection bias）及び異分散バイアス（heteroskedasticity bias）をもたらすことが可能になる。そのために，本研究においては，PPML モデルを用いることとする。

$FTA\cdot EPA1_{ijt}$，$FTA\cdot EPA2_{ijt}$，及び $FTA\cdot EPA3_{ijt}$ における各推定係数をみてみると，韓国における θ_1 は正であるため，韓国 -ASEAN FTA は各加盟国間の域内貿易を増進させると解釈することができる。また，θ_2 も正であるため，加盟国から非加盟国への輸出が拡大され，輸出面において貿易創出効果があると解釈することができる。最後に，θ_3 は輸入面における貿易創出効果があり，数値も正であるため，非加盟国から加盟国への輸出が増加することが推測できる。このような 3 つの効果をすべて考慮している韓国 -ASEAN FTA による輸出量は，18.67%（=[exp(0.1712)-1]×100）の増加が見込まれている。

表 7 は，日本，中国，韓国と ASEAN との間における FTA・EPA の効果について，重力モデルによって導出した数値の一覧であるが，θ_1，θ_2，θ_3 のすべてにおいて正の値が導出されていることが確認できる。前述の 3 つの効果

表 7　ASEAN+1（日本，中国，韓国）自由貿易協定の貿易効果(注 9)

	日本		中国		韓国	
	固定効果	PPML	固定効果	PPML	固定効果	PPML
$ln\mathrm{GDP}_i$	0.7647*** (0.0164)	0.0346*** (0.0007)	0.7573*** (0.0149)	0.0342*** (0.0006)	0.8212*** (0.0180)	0.0374*** (0.0008)
$ln\mathrm{GDP}_j$	0.7638*** (0.0144)	0.0346*** (0.0006)	0.7679*** (0.0131)	0.0347*** (0.0005)	0.8172*** (0.0154)	0.0372*** (0.0007)
$lnDist_{ij}$	-0.4300*** (0.0231)	-0.0193*** (0.0010)	-0.4340*** (0.0226)	-0.0195*** (0.0010)	-0.3916*** (0.0225)	-0.0175*** (0.0009)
Adj_{ij}	1.0490*** (0.0588)	0.0452*** (0.0024)	0.8944*** (0.0673)	0.0381*** (0.0028)	1.0838*** (0.0588)	0.0467*** (0.0024)
$Comlang_{ij}$	0.2571*** (0.0389)	0.0121*** (0.0017)	0.2040*** (0.0379)	0.0096*** (0.0017)	0.2512*** (0.0386)	0.0117*** (0.0017)
$FTA\cdot EPA1_{ijt}$	1.7655*** (0.0754)	0.0807*** (0.0033)	1.7796*** (0.0690)	0.0805*** (0.0030)	2.1190*** (0.0819)	0.0980*** (0.0036)
$FTA\cdot EPA2_{ijt}$	0.7467*** (0.0498)	0.0335*** (0.0022)	0.8146*** (0.0459)	0.0361*** (0.0020)	0.9196*** (0.0532)	0.0419*** (0.0024)
$FTA\cdot EPA3_{ijt}$	0.5305*** (0.0482)	0.0234*** (0.0022)	0.6156*** (0.0445)	0.0269*** (0.0020)	0.6946*** (0.0504)	0.0313*** (0.0023)
観測値	6,218	6,218	6,218	6,218	6,218	6,218
r^2	0.5853	0.5850	0.5954	0.5945	0.599	0.600

（資料）筆者作成。

をすべて考慮している中国における ASEAN との FTA 効果は，15.43%（=[exp(0.1435)-1]×100）の輸出量の増加が見込まれ，日本と ASEAN との間における EPA の輸出増大効果については，日本及び ASEAN 諸国との輸出量を増加（θ_1）させると同時に，日本から非加盟国への輸出量（θ_2）の増加及び ASEAN 非加盟国から日本への輸出量（θ_3）についても増加させ，14.25%（=[exp(0.1376)-1]×100）の輸出量の増加が見込まれている。

上記のように，日本，中国，韓国と ASEAN との間における FTA・EPA の効果について，重力モデルを用いて分析した結果，3ヵ国すべての国において，$\theta_1>0$，$\theta_2>0$，$\theta_3>0$ という結果が示され，輸出面及び輸入面において貿易創出効果が引き起こされることが確認できた。また，ASEAN との FTA・EPA を通じた輸出増大効果については，韓国が一番大きく，次に中国，日本という順であった。

おわりに

WTO 体制が確立されながら各国間の地域貿易協定が活発になり，2018 年 12 月を基準として 465 件の協定が発効されている。その中でも日本は，2002 年にシンガポールとの間で初めて EPA を発効し，現在では 15 の協定が発効されており，2019 年 2 月 1 日には EU との間で発効される予定である。

特に ASEAN との協定においては，地理的なメリットや経済成長率の高さ，巨大な内需市場だけでなく，北東アジア地域における競合市場等，多くのメリットが見込まれているため，日中韓の 3ヵ国のみならず，ASEAN との

FTA・EPA によって市場先占効果を得ようとする国や地域が多く存在する。その結果，中国は 2005 年，韓国は 2007 年，日本は 2008 年に ASEAN との間で FTA・EPA を発効した。ASEAN は，高い潜在生産力とそれによる所得増加によって巨大な新興消費市場になる可能性を秘めており，今後，ASEAN の重要性はさらに増していくものと考える。このような時代の流れもあり，日中韓の 3 ヵ国が関連する ASEAN との FTA・EPA 効果について考察し，今後の改善点を模索する。

まず，日中韓の 3 ヵ国は，ASEAN との FTA・EPA を発効してから 2014 年まで，継続して輸出量及び輸入量が増加しており，ASEAN との FTA・EPA について肯定的な評価とみることができた。また，中国及び韓国に関しては輸出率及び市場占有率の面においても大きな成長を確認することができた。なお，FTA・EPA の効果を示す数値の 1 つとして使用されている貿易結合度は，貿易補完度と国別偏向度の積によって示すことができるが，国別偏向度を決定する要因の 1 つである FTA・EPA による交易量の変化をみてみると，FTA・EPA の発効以降の韓国における対 ASEAN の国別偏向度が，日本及び中国と比較して急激に増加していることを勘案すれば，対 ASEAN FTA・EPA の効果としては韓国が最も著しいことが確認できた。さらに，輸入面においては，ASEAN の国別偏向度が日本，中国，韓国と ASEAN との間で FTA・EPA が発効されてから増加傾向にあったが，2011 年以降は減少の一途をたどっており，FTA・EPA の効果が徐々に薄れている事実が確認できた。

一方，重力モデルによる分析結果として，輸出面においては貿易創出効果（$\theta_1 > 0$，$\theta_2 > 0$），輸入面においては貿易創出効果（$\theta_1 > 0$，$\theta_3 > 0$）があることが確認できた。また，日本及び中国，韓国における FTA・EPA による輸出量は，それぞれ 14.25%，15.43%，18.67% と増加しており，ASEAN との FTA・EPA 効果は，韓国，中国，日本の順で高いということが確認できた。

最後に，日本 -ASEAN 包括的経済連携協定の最大の意義は，日本と ASEAN 間及び ASEAN 域内における貿易をより円滑にするとともに，日本及び ASEAN 域内の市場を一体として捉え，ASEAN 諸国に展開している日本企業の生産拠点と日本国内の生産拠点で構築されている生産ネットワークを再編しつつ，最適な域内分業体制を構築するための基盤を整備したことにある。この観点においては，日本 -ASEAN 包括的経済連携協定の域内に属する日本企業の事業戦略への影響は大きいと見込まれている。しかし，日中韓の 3 ヵ国にいえることだが，実際に各国がどの程度 ASEAN との FTA を活用できるかについては，原産地証明書の取得等の運用面，手続面での煩雑さ及び費用面などの問題を簡素化する必要性があると考える。特に，日本の場合は複数国間との協定であり，2 ヵ国間における EPA と重層的な関係を構築している。そのため，日本 -ASEAN 包括的経済連携協定と 2 ヵ国間における EPA が運用面，手続面においてどのような関係に位置付けられるかについて考察しつつ，2 ヵ国間の EPA における運用面，手続面の問題点を改善していく必要性があると考える。

本稿においては，モデル設定の過程において恣意的なエラーを減少させるために貿易結合度及び国別偏向度による分析を行った一方，重力モデルによる分析についても試みた。しかし，産業別又は国家別という分類ではなく，ASEAN 全体に対する FTA の効果を対象として分析を行ったという点は改善すべき点であり，今後はその点を考慮しつつ，より精巧な分析モデルを再構築する必要性があると考えている。

《注》

（注 1） ここでいう世界金融危機とは，2007 年に顕在化したサブプライム住宅ローン危機を発端としたリーマンショックとそれに連鎖した一連の金融危機を指す。

（注 2） 輸出率は，各輸出国（地域）の総輸出量において輸入国（地域）への輸出量が占める割合。

（注 3） 市場占有率は，輸入国（地域）の総収益において輸出国（地域）からの輸入量が占める割合。

（注 4） ヘクシャーとオリーンによって開発された，貿易地域間の生産要素賦存に基づいて貿易パターンを予測するモデルである。

（注 5） 複数の政策目標を達成するためには同じ数の独立した政策手段が必要になるという「ティンバーゲンの定理」を提唱したことでも知られており，世界で初めてノーベル経済学賞を受賞した経済学者である。

（注 6） TC（X）は輸出面における貿易創出効果，TC（M）は輸入面における貿易創出効果，XD は輸出転換，MD は輸入転換，XE は域外輸出拡張，ME は域外輸入拡張，XC は域内輸出縮小，MC は域内輸入縮小を意味する。

（注 7） 国別偏向度＝貿易結合度／貿易補完度。

（注 8） 国別偏向度＝貿易結合度／貿易補完度。

（注 9） * $p<0.1$，** $p<0.05$，*** $p<0.01$ であり，（ ）は Standard Error。

【参考文献】

Anderson, J. A.（1979）, "A Theoretical Foundation for the Gravity Equation", *American Review*, 69（1）, 106-116.

Anderson, J. A. and E. van Wincoop（2003）, "Gravity with Gravita: A Solution to Border Puzzle", *American Economic Review*, 93（1）, 170-192.

Baier Scott L. and Jeffery H. Bergstrand（2007）, "Do Free Trade Agreements Actually Increase Members' International Trade?", *Journal of International Economics*, 71（1）, 72-95.

Clausing, K.（2001）, "Trade Creation and Trade Diversion in the Canada-United Free Trade Agreement", *Canadian Journal of Economics*, 34, 677-696.

Estrada, G. D., D. Park, I. Park and S. Park（2011）, "ASEAN's Free Trade Agreements with the People's Republic of China, Japan, and the Republic of Korea: A Qualitative and Quantitative Analysis", *ADB Working Paper Series on Regional Economic Integration*, 75, 1-40.

Deardoff A. V.（1998）, "Determinants of Bilateral Trade: Does Gravity Work in a Neoclassical World?" in Jeffery A. Frankel ed., *The Regionalism of World Economy*, 7-32.

Elliot, R. J. R. and K. Iketomo（2004）, "AFTA and Asian Crisis: Help or Hindrance to ASEAN Intra-Regional Trade?", *Asian Economic Journal*, 1, 1-23.

Ghosh, A. and S. Yamarik（2004）, "Are Regional Trading Agreements Trade Creating? An Application of Extreme Bounds Analysis", *Journal of International Economics*, 63, 369-396.

Haveman, J. and D. Hummels（1998）, "Trade Creation and Trade Diversion: New Empirical Results", *Journal of Trans National Management Development*, 3, 47-72.

Helpman, E.（1987）, "Imperfect Competition and International Trade: Evidence from Fourteen Industrial Countries", *Journal of Japanese and International Economics*, 1（1）, 62-81.

Hummels D. and J. Levinsohn（1995）, "Monopolistic Competition and International Trade: Considering the Evidence", *Quarterly Journal of Economics*, 110（3）, 799-836.

Kazunobu Hayakawa, Tadashi Ito, and Fukuhari Kimura（2016）"Trade Creation Effects of Regional Trade Agreements: Tariff Reduction Versus Non-tariff Barrier Removal", *Review of Development Economics*, 20（1）, 317-326.

Magee C. S. P.（2008）, "New Measures of Trade Creation and Trade Diversion", *Journal of International Economics*, 75, 349-362.

Okabe, M. and S. Urata（2014）, "The Impact of AFTA on Intra-AFTA Trade", *Journal of Asian Economics*, 35, 12-31.

Yamazawa, I.（1970）"Intensity Analysis of World Trade Flow", *Hitotsubashi Journal Economics*, 10（2）, 61-90.

Yang, S. and Martinez-Zarzoso（2014）, "A Panel Data Analysis of Trade Creation and Trade Diversion Effects: The Case of ASEAN-China Free Trade Area", *China Economic Review*,

29, 138-151.
Yu Sheng, Hsiao Chink Tang, and Xinpeng Xu (2012), "The Impact of ACFTA on People's Republic of China-ASEAN Trade: Estimate Based on an Extended Gravity model for Component Trade", *ADB Working Paper*, 99, 1-59.
Vincent Vicard (2011), "Determinants of Successful Regional Trade Agreements", *Economic Letters*, 111, 188-190.
外務省『インドネシア共和国についての包括的な経済上の連携に関する日本国及び東南アジア諸国連合構成国の間の協定の効力発生に関する件』, 外務省告示第 70 号, 2018 年（平成 30 年）3 月 6 日。
外務省『カンボジア王国についての包括的な経済上の連携に関する日本国及び東南アジア諸国連合構成国の間の協定の効力発生に関する件』, 外務省告示第 543 号, 2009 年（平成 21 年）11 月 30 日。
外務省『タイ王国についての包括的な経済上の連携に関する日本国及び東南アジア諸国連合構成国の間の協定の効力発生に関する件』, 外務省告示第 287 号, 2009 年（平成 21 年）5 月 18 日。
外務省『フィリピン共和国についての包括的な経済上の連携に関する日本国及び東南アジア諸国連合構成国の間の協定の効力発生に関する件』, 外務省告示第 306 号, 2010 年（平成 22 年）6 月 23 日。
外務省『ブルネイ・ダルサラーム国についての包括的な経済上の連携に関する日本国及び東南アジア諸国連合構成国の間の協定の効力発生に関する件』, 外務省告示第 647 号, 2008 年（平成 20 年）12 月 16 日。
外務省『マレーシアについての包括的な経済上の連携に関する日本国及び東南アジア諸国連合構成国の間の協定の効力発生に関する件』, 外務省告示第 15 号, 2009 年（平成 21 年）1 月 22 日。
独立行政法人経済産業研究所　RIETI-TID 2016。
강상구 (2017), "ASEAN 에서 한국 수출경쟁력 분석 : 중국·일본과 비교를 중심으로", 「*전 자무역연구*」, 15 (2), 중앙대학교 한국전자무역연구소, 119-143.
고종환, "CGE 모형을 이용한 동아시아 역내포괄적 경제동반자협정 (RCEP) 의 경제적 영향 분석", 「*국제지역연구*」, 17 (4) 국제지역학회 1-21.
권윤정·이재득 (2015), " 한국의 EU 및 주요 교역국에 대한 경제통합 효과 추정 ", 「*유럽연구*」, 33 (3), 한국유럽학회, 257-282.
라미령·김제국 (2017), " 역내포괄적경제동반자협정 (RCEP) 의 추진현황과 시사점 ", 「*오늘의 세계경제*」, 17 (5), 대외경제정책연구원, 1-22.
박경환 (2013), " 무역지수를 활용한 한국과 칠레간 무역의 특성분석 및 대칠레 수출증진 방안에 관한 연구 ", 「*무역연구*」, 9 (6), 한국무역연구원, 511-544.
박순찬 (2011), " 지역무역협정의 법적 규정과 무역창출효과 분석 ", 「EU *학연구*」, 16 (1), 한국 EU 학회, 5-27.
박종석·이길남 (2015), " 한·중남미지역간의 FTA 체결이후 교역환경의 변화에 관한 연구 : 한·칠레 및 한·페루간 FTA 를 중심으로 ", 「*국제상학*」, 30 (4), 한국국제상학회 , 193-212.
송백훈·임현진 (2012), " 한국과 ASEAN 개별국가와의 양자간 FTA 에 따른 경제적 효과 ", 「*국제통상연구*」, 17 (2), 한국국제통상학회 , 25-50.
이민지·이재득 (2015), " 한국과 EU 간 FTA 발효전후의 무역결합도와 비교우위 변동 분 석 ", 「*유럽연구*」, 33 (2), 한국유럽학회, 281-313.
이재득·안영철·최봉호 (2009), " 한·중·일을 포함한 세계 주요국들의 교역패턴과 경제통합 효과분석 ", 「*동북아경제연구*」, 21 (2), 한국동북아경제학회, 63-94.
정재화 (2012), " 무역결합도를 활용한 FTA 효과분석 ", 「*통상정보연구*」, 14 (1), 한국통상 정보학회, 141-170.

（ふくだ・しんや
成均館大学校大学院貿易学科博士課程）