

ユーロ域内での各国物価の乖離要因 : ダイナミック クOLSを用いた実証研究

著者	高屋 定美
雑誌名	関西大学商學論集
巻	51
号	1-3
ページ	141-151
発行年	2006-08-25
その他のタイトル	An Empirical Study on Differential of Inflation in Euro Area
URL	http://hdl.handle.net/10112/4234

ユーロ域内での各国物価の乖離要因¹⁾

—ダイナミックOLSを用いた実証研究—

高屋定美

目次

1. 現状のEMU域内物価の動き
 2. 推定モデル
 3. 推定方法と推定結果
 4. 結論
- 参考文献

1. 現状のEMU域内物価の動き

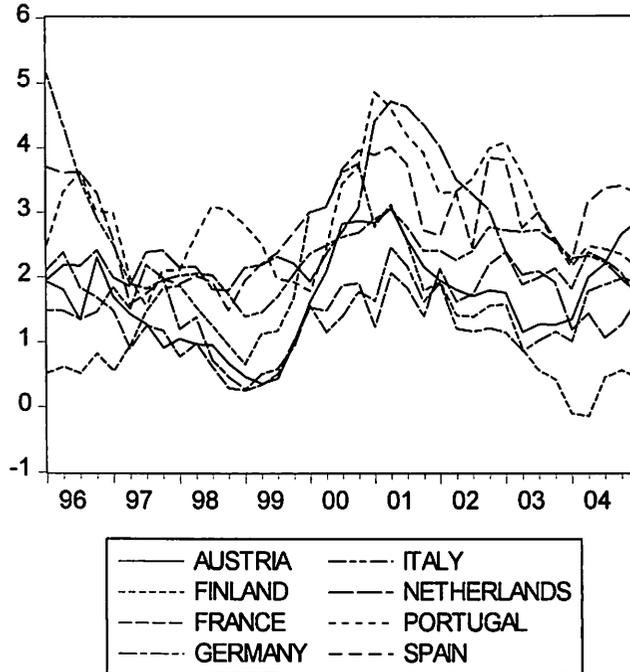
ユーロ域のインフレ格差が近年、問題となっている。まず、図1には、1996年第1四半期から2005年第2四半期までの前年同期比によるインフレ率を示している。それによれば、96年から99年の導入時にはインフレ率は収斂を見せているが、導入後は各国で2%前後乖離しているのが分かる。

単一通貨ユーロによって通貨が統一されたユーロ域では、財、資本および労働の移動が自由となり、ユーロ導入前から収斂してきたインフレ率は、いっそう収斂してゆくように考えられた。しかし、各国のインフレ率は収斂する兆しが見られていない。インフレ率の収斂が見られないとすれば、欧州中央銀行(ECB)が行う一元的な金融政策によってはコントロールできないため、各国別の短期的フィリップス曲線を想定すれば各国ごとの景気にはずれが生じうる。非対称的な景気循環が持続すると、各国の財政ポジションや失業率も乖離させ、ユーロ域の経済安定を損ねかねない。そこで、本稿では、現在のユーロ域でのインフレ率格差の要因を実証することを通じて、インフレ格差を是正する方策を考察する。

ユーロ域でのインフレ格差に関する先行研究としては次のようなものがある。まず、Alberola(2000)、Ortega(2003)はインフレ格差の原因を各国個別の景気循環の要素がインフレ格差を生み出しているものの、ユーロ導入前と導入後を比べると導入後ではインフレ率は収斂していると結論づけている。

1) 本稿は、平成17年度関西大学学術研究基金(奨励研究)および平成17年度日本学術振興会科学研究費基盤研究C(課題番号17530253)による研究成果の一部である。

図1 ユーロ域のインフレ格差の現状



Honohan = Lane (2003) は、名目為替レート、財政収支、アウトプットギャップを用いて、ユーロ域全体と各国のインフレ格差をパネル推定している。彼らは、最初のユーロ安が与えた効果が各国にとって異なるためにインフレ格差が残存していると結論づけている。

Andres, Ortega = Valles (2003) は、ニューケインジアンタイプ、すなわち独占的競争によって、価格が粘着的な2カ国モデルを構築して数値演算により結論を得ている。彼らのモデルの特徴は、生産される財の価格差別が存在し、また価格の調整コストも想定されている。ただし、彼らの結論は、インフレ格差は各国個別の価格の粘着度ではなく、需要曲線の形状に依存するとする。また、彼らの想定するモデルは、ユーロ域外は考慮されておらず、したがって為替レートがユーロ域に与える効果は無視されている。

また、Angeloni = Ehrmann (2004) は、ニューケインジアンタイプの総需要曲線と総供給曲線を想定し、ユーロ域12カ国のパネル推定を行っている。彼らの結論は、インフレ格差の要因は、各国個別の景気循環の要素、ならびに金融政策波及効果の非対称性や、財市場の統合度の相違が挙げられるとする。

本稿では、各国個別の推定を行うことを試み、それによってインフレ格差をもたらす各国共通の要因を実証的に確かめることを目的とする。また、頑健な結論を得るためにできるだけ単純なモデルによる推定を試みる。そのため、各国の個別の要素を重視し、ユーロレートの影響を無視することとする。

以下、第2節では実証モデルを展開し、第3節では実証研究の結果を述べる。第4節では、

実証研究の結果を考察し、第5節ではまとめと今後の政策に関する示唆を考察する。

2. 推定モデル

Candelon=Kool=Raabe=van Veen (2005) (以下, CKRV) で用いられたモデルを基本的には利用し、ユーロ域参加国に拡大する。まず当該国とユーロ域との相対価格を次のように定義する。

$$R = \frac{P^*}{P} \quad (1)$$

ここで、 R は当該国とユーロ域全体との相対価格、 P^* はユーロ域全体の平均物価、 P は当該国の物価をあらわす。ある国の家計の消費財構成を考慮すると、現実的には自国生産財を貿易財および非貿易財にわけ、さらに輸入財の存在も考慮せねばならない。そこで、貿易財のシェアを当該国とユーロ域で同じ α とすると、CKRV (2005) では実質為替レートを次のように分解している。

$$R = \left(\frac{P_T}{P_T^*} \right) \left(\frac{P_N}{P_T} \right)^{1-\alpha} \left(\frac{P_T^*}{P_N^*} \right)^{1-\alpha} \quad (2)$$

右辺第1項 $\left(\frac{P_T}{P_T^*} \right)$ は、当該国とユーロ域の貿易財の相対価格を、第2項 $\left(\frac{P_N}{P_T} \right)$ は貿易財価格と非貿易財価格の比率、第3項 $\left(\frac{P_T^*}{P_N^*} \right)$ は外国の貿易財価格と非貿易財価格の比率をそれぞれ表している。そこで、(2)式を次のように置き換える。

$$R = R_1 \left(\frac{R_2}{R_2^*} \right)^{1-\alpha} \quad (3)$$

(3)式を対数線形の誘導形に変換すると、

$$r = r_1 + (1 - \alpha)(r_2 - r_2^*)$$

となる。さらに、Égert=Larèche-Révil (2003)、CKRVが行ったのと同様に R_1 、 R_2 の決定式を次のような誘導形として仮定する。

$$r_{1t} = \beta_0 + \beta_1 CA_t + \beta_2 OPEN_t + u_{1t} \quad (4)$$

$$r_{2t} = \gamma_0 + \gamma_1 PROD_t + \gamma_2 DEMAND_t + u_{2t} \quad (5)$$

$$r_{2t}^* = \gamma_0 + \gamma_1 PROD_t^* + \gamma_2 DEMAND_t^* + u_{3t} \quad (6)$$

(4) 式は、内外相対価格が経常収支対GDP比率 CA と開放度 $OPEN$ によって決定されると仮定している。開放度は(輸入+輸出)/GDPで定義される。(5) 式、(6) 式は貿易財価格と非貿易財価格の国内相対価格が生産性 $PROD$ (対数値) と国内需要 $DEMAND$ (対数値) に依存すると仮定する。ただし、単純化のために、ここでは当該国とユーロ域の国内相対価格の構造は等しい、すなわち(5) 式、(6) 式のパラメータが等しいものと仮定する。

(4) 式、(5) 式、(6) 式より(2) 式の内外相対価格は、

$$r = \eta_0 + \eta_1 DPROD + \eta_2 DDEMAND + \eta_3 OPEN + \eta_4 CA \quad (7)$$

となる。ただし $\eta_0 = \beta_0$, $\eta_1 = (1 - \alpha)\gamma_1$, $\eta_2 = \beta_2$, $\eta_3 = \beta_3$, $\eta_4 = \beta_1$, $DPROD = PROD - PROD^*$, $DDEMAND = DEMAND - DEMAND^*$ をあらわす。以下、(7) 式を用いて推計を試みる。ただし、生産性の変数として、GDPを雇用で除した値を指数化したものを用い、国内需要の代理変数として、ここでは鉱工業生産指数を用いた²⁾。

3. 推定方法と推定結果

ここで推定する対象国はデータの利用可能性によって、ユーロ域のすべての国ではなく、オーストリア、フィンランド、フランス、ドイツ、イタリア、オランダ、ポルトガル、スペインの8カ国である。各国データの入手先は国際通貨基金発行のInternational Financial Statistics CD-ROMであり、ユーロ域のデータは欧州中央銀行のホームページ (www.ecb.int) である。ユーロ域の物価はHICPを、GDP、雇用はユーロ域全体の数値を用いている。 $DPROD$ は各国生産性(対数値)からユーロ域の生産性(対数値)を引き、 $DDEMAND$ は各国生産指数(対数値)からユーロ域の生産指数(対数値)を引いたものを用いている。

3-1. 単位根検定

第2節で示した(7) 式を推定する前に、ここで取り扱うデータの特性を調べる。まず単位根検定を行ってデータの単位根の有無を調べた。ここで単位根検定に用いた手法は、ADF検定、PP検定、そしてKPSS検定の3つを行った。

ADF、PP検定では帰無仮説が $I(1)$ であり、対立仮説が $I(1)$ である。KPSS検定では帰無仮説が $I(1)$ であり、対立仮説が $I(1)$ である。ADF検定のラグ選択基準はAIC基準に従った。またPP、KPSS検定での誤差項の長期分散に関してはNewey=West推定量を用い、ラグ・トランケーションはNewey=West (1994) によっている。さらに検定モデルの同定に関して、まずトレンド項と定数項のついたモデルで検定を行い、トレンド項が有意であれば、

2) 鉱工業生産指数は、供給の代理変数ともみなせるが、ここでは、需要側の決定によって供給が決まると考え、生産指数を需要の代理変数とみなす。

トレンド項付きのモデルで検定を行い、有意でなければトレンド項を外して検定した。さらに、定数項が有意でなければ定数項を外したモデルで検定を行うという作業をそれぞれ3つの検定を行った。以上の単位根検定を行った結果が表1、そして単位根と判断した変数のリストが表2に示されている。したがって、全ての推定対象国の変数には単位根を持つ、すなわち非定常な変数が含まれている。そのため、次に共和分ベクトルが存在するかどうかのヨハンセンの共和分検定を行う。

3-2. 共和分検定

共和分検定の結果を見るために、表3においてトレース検定と最大固有値検定の値が示されている。ラグ次数の選択では、SBICを用いている。さらに、共和分検定の臨界値はOsterwald-Lenum (1992) の臨界値をCheung=Lai (1993) に従って小標本修正したものである。また、p値はMacKinnon=Haug=Michelis (1999) による。

表3より、共和分ベクトルが全ての国のモデルで存在することが分かる。ただし、共和分ベクトル数はまちまちであり、共和分関係が各国で一様でないことが分かる。そのことは、各国の経済構造が非対称であることを示唆している。

3-3. ダイナミックOLS

前項で共和分検定によって共和分関係が認められた変数間の推定では、Stock=Watson (1993) によって開発されたダイナミックOLS（以下、DOLS）を用いる。通常のOLSとは異なり、DOLSは誤差項と右辺のI(1)変数間での相関を除去するために、右辺のI(1)変数の階差をとったリードとラグを追加して、推定する。また推定式にI(1)変数が含まれないときには、その変数と誤差項との相関は無視できるものとみなし、リードとラグは追加しない。このときのリードとラグの次数の選択はSBICに従った。

(7)式をDOLSによって推定した結果が、表4に示されている。ただし、各推定式のリードとラグの推定値は、ここでは割愛する。表4より、生産性格差が上昇するとは貿易財の価格が非貿易財価格に比べて引き下げる傾向を持たば、貿易財・非貿易財の比である国内相対価格が下落し、当該国とユーロ域との相対価格が下落する。そこで表4をみると、オーストリアを除く全ての国で当該国とユーロ域平均の生産性格差が有意になっている。ただし、フィンランド、ドイツ、イタリアでは、ユーロ域平均と比べて生産性が上がると物価は上がる一方で、フランス、オランダ、ポルトガル、スペインでは生産性が上がると物価が下がることを示す。後者のグループでは、生産性の上昇が国内相対価格を引き下げ、物価を押し下げるのに対し、前者のグループでは国内相対価格を引き上げ、物価を押し上げることを示唆している。

また、需要要因はフランスとポルトガルを除く6カ国で有意であるが、スペインでは符号が想定されるものとは逆である。残る5カ国ではユーロ域平均に比べて国内生産が拡大すること

表1 単位根検定の結果

Austria						Sample: 1995q1 2004q1					
LEVEL											
variable	WT or NT	ADF t-Statistic	WT or NT	KPSS LM-Stat	WT or NT	PP Adj. T-Stat	WT or NT	Mza	Ng-Perron MZt	MSB	MPT
CA	NT NI	-1.2518	WT	0.416699***	WT	-8.83859***	NT	-2.93031	-0.98414	0.35585	7.8403
LCPI	WT WI	-2.6774	WT	0.08	WT	-2.60835	NT	-1.06127	-0.48789	0.45972	14.1193
DDEMAND	WT WI	-1.5471	WT	0.202569**	WT	-1.77865	NT	1.44458	1.62061	1.12185	93.3107
OPEN	NT NI	-4.50827***	nt	0.27935	WT	-8.13498***	NT	-0.20055	-0.21899	1.09193	61.9738
DPROD	NT NI	-3.51489***	WT	0.187081**	NT NI	-3.97514***	NT	0.95632	1.04393	1.09161	80.739
DIFFERENCE											
variable	WT or NT	ADF t-Statistic	WT or NT	KPSS LM-Stat	WT or NT	PP Adj. T-Stat	WT or NT	Mza	Ng-Perron MZt	MSB	MPT
CA	NT NI	-17.488***	NT	0.13252	NT NI	-16.0491***	NT	0.09238	0.05057	0.5474	21.8854
LCPI	NT NI	-7.47896***	NT	0.06198	NT NI	-7.39587***	NT	-22.3058	-3.31821	0.14876	11.7141***
DDEMAND	WT WI	-13.0437***	NT	0.172196	WT WI	-13.2557***	NT	-7.45805	-1.93064	0.25887	3.28661**
OPEN	NT NI	-4.76328***	NT	0.133803*	NT NI	-10.8806***	NT	-0.07937	-0.09525	1.20012	75.8234
DPROD	NT WI	-7.16246***	NT	0.284488	NT WI	-7.06217***	NT	-11.6613	-2.39508	0.20539	2.17716**
FINLAND						Sample: 1995q3 2004q4					
LEVEL											
variable	WT or NT	ADF t-Statistic	WT or NT	KPSS LM-Stat	WT or NT	PP Adj. T-Stat	WT or NT	Mza	Ng-Perron MZt	MSB	MPT
CA	NT NI	0.028103	NT	0.197297	WT or NT	-0.61595	NT	-7.52979	-1.82408	0.24225	3.66886*
LCPI	NT NI	0.448958	WT	0.126996**	NT NI	1.376006	NT	-24.3171	-3.19515	0.1314	1.94032***
DDEMAND	NT NI	-3.91249***	WT	0.193995**	NT NI	-2.61058*	NT	0.49755	0.37996	0.76366	39.3613
OPEN	NT NI	0.631901	NT	0.179818	NT NI	0.470173	NT	-1.52831	-0.57317	0.37503	10.7827
DPROD	NT NI	-1.61888	NT	0.153757**	NT NI	-1.61397*	NT	-0.36373	-0.25627	0.70456	28.6868
DIFFERENCE											
variable	WT or NT	ADF t-Statistic	WT or NT	KPSS LM-Stat	WT or NT	PP Adj. T-Stat	WT or NT	Mza	Ng-Perron MZt	MSB	MPT
CA	NT NI	-11.9327***	NT	0.193794	NT NI	-11.9558***	NT	-4.22614	-1.45323	0.34387	5.79783
LCPI	NT NI	-2.06881**	NT	0.217615	NT NI	-3.50246***	NT	-5.17461	-1.60699	0.31055	4.73861
DDEMAND	NT WI	-9.68976***	NT	0.415802*	NT WI	-9.68976***	NT	-11.9493	-2.42109	0.20261	2.1406**
OPEN	NT NI	-5.92538***	NT	0.323893	NT NI	-6.14704***	NT	-20.9794	-3.09835	0.14769	1.64775***
DPROD	NT NI	-4.75164***	NT	0.145978	NT WI	-4.6918***	NT	-18.8699	-2.61756	0.13872	2.81275***
FRANCE						Sample: 1995q3 2002q4					
LEVEL											
variable	WT or NT	ADF t-Statistic	WT or NT	KPSS LM-Stat	WT or NT	PP Adj. T-Stat	WT or NT	Mza	Ng-Perron MZt	MSB	MPT
CA	NT NI	-1.08843	WT	0.185635**	NT NI	-1.02354	NT	-4.17179	-1.23999	0.29723	6.12309
LCPI	NT NI	4.020418	WT	0.129099*	NT NI	3.695591	NT	0.19044	0.12865	0.67556	30.3739
DDEMAND	NT NI	-3.2469**	WT	0.205426**	NT NI	-3.09735**	NT	-9.10854	-2.10149	0.23072	2.81509***
OPEN	NT NI	-0.85087	WT	0.134869	NT NI	-0.76059	NT	-1.96896	-99.2126	0.00504	0.00241***
DPROD	NT NI	-1.41061	WT	0.182445*	NT NI	-2.02324**	NT	-0.52773	-0.30625	0.58033	20.8772
DIFFERENCE											
variable	WT or NT	ADF t-Statistic	WT or NT	KPSS LM-Stat	WT or NT	PP Adj. T-Stat	WT or NT	Mza	Ng-Perron MZt	MSB	MPT
CA	NT NI	-7.47767***	WT	0.052473	NT NI	-7.46957***	NT	-22.5156	-3.35436	0.14898	1.09122***
LCPI	NT NI	-2.22371**	NT	0.257291	NT NI	-6.29621***	NT	-16.5666	-2.87665	0.17364	1.48416***
DDEMAND	NT NI	-10.9271***	NT	0.249352	NT NI	-12.0767***	NT	-13.8747	-2.62546	0.18923	1.79809***
OPEN	NT NI	-2.99696***	NT	0.229351	NT NI	-8.81487***	NT	-5.92826	-1.61882	0.27307	4.44427*
DPROD	NT NI	-7.20335***	NT	0.160912	NT NI	-7.0024***	NT	-2.79279	-1.04859	0.37546	8.34926
GERMANY						Sample: 1995q3 2003q1					
LEVEL											
variable	WT or NT	ADF t-Statistic	WT or NT	KPSS LM-Stat	WT or NT	PP Adj. T-Stat	WT or NT	Mza	Ng-Perron MZt	MSB	MPT
CA	NT NI	-0.63043	NT	0.180338**	NT NI	-0.55643	NT	-1.07487	-0.41826	0.38912	12.0228
LCPI	NT NI	4.943581	WT	0.17821*	NT NI	4.332039	NT	2.1751	2.75792	1.26795	133.335
DDEMAND	NT NI	-2.60656**	WT	0.191195*	WT WI	-4.1932**	NT	-1.86954	-0.78771	0.42134	10.9934
OPEN	NT NI	-2.07983**	WT	0.136773*	NT NI	-1.71032*	NT	4.10599	2.12127	0.51663	34.8624
DPROD	NT NI	0.708415	WT	0.073646	NT NI	0.721299	NT	-4.24052	-1.38026	0.32549	5.87943
DIFFERENCE											
variable	WT or NT	ADF t-Statistic	WT or NT	KPSS LM-Stat	WT or NT	PP Adj. T-Stat	WT or NT	Mza	Ng-Perron MZt	MSB	MPT
CA	NT NI	-6.92827***	NT	0.148795	NT NI	-6.92827***	NT	-16.8982	-2.90602	0.17197	1.45249***
LCPI	NT WI	-5.35701***	NT	0.222028	WT WI	-5.43098***	NT	-19.4493	-3.11842	0.16034	1.25974***
DDEMAND	NT NI	-11.9933***	NT	0.235046	NT NI	-13.3985***	NT	-13.1104	-2.55924	0.19521	6.95663***
OPEN	NT NI	-4.37565***	NT	0.310312	NT NI	-4.64153***	NT	-14.3092	-2.5937	0.18126	2.01755***
DPROD	NT NI	-6.54072***	NT	0.070606	NT NI	-6.4748***	NT	-13.4214	-2.58839	0.19286	1.83352***

ITALY										Sample: 1995q3 2002q4	
LEVEL											
variable	ADF		KPSS		PP		Ng-Perron				
	WT or NT	t-Statistic	WT or NT	LM-Stat	WT or NT	Adj. T-Stat	WT or NT	Mza	MZt	MSB	MPT
CA	WT WI	-3.34462*	WT	0.102054	WT	-3.37723*	WT	-12.7657	-2.42334	0.18983	7.69706
LCPI	NT NI	-1.53496	NT	0.209551	NT NI	-1.57764	NT	0.64975	0.75406	1.16053	84.7642
DDEMAND	WT WI	-3.79597***	WT	0.204881**	WT WI	-3.63793**	WT	-12.7366	-2.44077	0.19164	7.60516
OPEN	NT NI	-0.44403	NT	0.208842	NT NI	-0.42058	NT	-1.77899	-0.77385	0.43499	11.5004
DPROD	NT NI	-3.81066***	WT	0.180167**	NT NI	-4.79341***	NT	0.75892	0.87659	1.15505	85.9061
DIFFERENCE											
variable	ADF		KPSS		PP		Ng-Perron				
	WT or NT	t-Statistic	WT or NT	LM-Stat	WT or NT	Adj. T-Stat	WT or NT	Mza	MZt	MSB	MPT
CA	NT NI	-9.04453***	NT	0.09907	NT NI	-9.37805***	NT	-15.8036	-2.75501	0.17433	6.09559***
LCPI	NT NI	-8.85409***	NT	0.144515	NT NI	-8.8156***	NT	1.15566	0.99708	0.86278	55.0307
DDEMAND	NT NI	-8.71973***	NT	0.431955*	NT NI	-9.82556***	WT	-17.3462	-2.94418	0.16973	5.2583*
OPEN	WT WI	-5.25652**	WT	0.140015*	WT WI	-5.27946***	NT	-15.0092	-2.72883	0.18181	1.67246**
DPROD	NT WI	-6.2472**	NT	0.350407*	WT NI	-6.28169***	NT	-14.7757	-2.70016	0.18274	1.7254**
NETHERLANDS										Sample: 1995q1 2003q4	
LEVEL											
variable	ADF		KPSS		PP		Ng-Perron				
	WT or NT	t-Statistic	WT or NT	LM-Stat	WT or NT	Adj. t-Stat	WT or NT	Mza	MZt	MSB	MPT
CA	NT WI	-3.00283**	WT or NT	0.140834**	NT WI	-4.15706***	NT	-11.9733	-2.43213	0.20313	2.10456**
LCPI	NT NI	-2.43671**	WT	0.710604**	NT NI	-1.87464*	NT	-1.1166	-0.59078	0.52909	16.2754**
DDEMAND	NT NI	-4.32073***	NT	0.292338	NT NI	-4.25272***	NT	-6.3149	-1.7761	0.28126	3.88244
OPEN	NT NI	0.104692	NT	0.137538	NT NI	-0.26808	NT	-1.77027	-0.69658	0.39349	10.6684
DPROD	WT WI	-6.32951***	WT	0.193984**	WT WI	-5.71462***	WT	-3.3407	-0.86929	0.26021	20.082
DIFFERENCE											
variable	ADF		KPSS		PP		Ng-Perron				
	WT or NT	t-Statistic	WT or NT	LM-Stat	WT or NT	Adj. t-Stat	WT or NT	Mza	MZt	MSB	MPT
CA	NT NI	-16.0097***	NT	0.101419	NT NI	-19.4959***	NT	-0.76648	-0.58847	0.76776	29.5518
LCPI	NT NI	-2.39002**	NT	0.183742	NT NI	-4.72997***	NT	-7.64851	-1.94697	0.25456	3.23499**
DDEMAND	NT WI	-10.7227***	NT	0.281661	NT NI	-15.7351***	NT	-17.2749	-2.93679	0.17	1.42618***
OPEN	NT NI	-5.58101***	NT	0.186901	NT NI	-5.66851***	NT	-6.61116	-1.79602	0.27167	3.78113**
DPROD	WT WI	-8.59171***	WT	0.090374	WT WI	-8.34983***	WT	-435.911	-14.7624	0.03387	0.21085***
PORTUGAL										Sample: 1995q3 2003q4	
LEVEL											
variable	ADF		KPSS		PP		Ng-Perron				
	WT or NT	t-Statistic	WT or NT	LM-Stat	WT or NT	Adj. t-Stat	WT or NT	Mza	MZt	MSB	MPT
CA	WT WI	-5.70781***	WT	0.5	WT WI	-7.48445***	NT	-8.46033	-2.01664	0.23836	3.0519**
LCPI	WT WI	-2.96235	WT WI	0.081845	NT NI	-2.90842**	NT	-5.74649	-1.51431	0.26352	4.78064
DDEMAND	NT NI	-2.19817**	WT WI	0.119466	NT NI	-2.21394**	NT	-6.21393	-1.67874	0.27016	4.21676
OPEN	NT NI	0.158972	WT WI	0.151636*	NT NI	0.236922	NT	-1.99209	-0.78315	0.39313	10.2387
DPROD	WT WI	-3.15814	WT WI	0.097761	WT WI	-3.1386	NT	-0.52601	-0.16182	0.30765	10.8194
DIFFERENCE											
variable	ADF		KPSS		PP		Ng-Perron				
	WT or NT	t-Statistic	WT or NT	LM-Stat	WT or NT	Adj. T-Stat	WT or NT	Mza	MZt	MSB	MPT
CA	NT NI	-15.1489***	NT	0.096609	NT NI	-15.1171***	NT	-7.14987	-1.87523	0.26228	3.48402*
LCPI	NT NI	-2.17589**	NT	0.145588	NT NI	-2.07366**	NT	-11.0119	-2.33633	0.21216	2.26454**
DDEMAND	NT NI	-5.26928**	NT	0.185655	NT NI	-5.53307***	NT	-8.48383	-1.74623	0.20583	4.01273*
OPEN	NT NI	-5.42303***	NT	0.193369	NT NI	-5.29698***	NT	-8.71701	-2.08584	0.23928	2.81795**
DPROD	NT NI	-6.4081***	NT	0.5**	NT NI	-6.45923***	NT	-42.6747	-4.42573	0.10371	1.08997***
SPAIN										Sample: 1995q3 2004q3	
LEVEL											
variable	ADF		KPSS		PP		Ng-Perron				
	WT or NT	t-Statistic	WT or NT	LM-Stat	WT or NT	Adj. t-Stat	WT or NT	Mza	MZt	MSB	MPT
CA	NT NI	0.808805	WT or NT	0.069901	WT WI	-2.08385	NT	0.27499	0.10469	0.38072	14.4714
LCPI	NT WI	0.050863	WT	0.097188	WT WI	-3.48333*	NT	0.38513	0.21066	0.54699	23.0584
DDEMAND	NT NI	-2.42025**	WT	0.167074**	NT NI	-2.6619**	NT	-2.9057	-1.12731	0.38796	8.23041
OPEN	NT NI	-1.12048	WT	0.131237	NT NI	-1.0116	NT	-9.91298	-2.03152	0.20493	3.20003
DPROD	NT NI	3.268072	WT	0.165295**	NT NI	2.751633	NT	1.93403	1.81064	0.9362	72.9101
DIFFERENCE											
variable	ADF		KPSS		PP		Ng-Perron				
	WT or NT	t-Statistic	WT or NT	LM-Stat	WT or NT	Adj. T-Stat	WT or NT	Mza	MZt	MSB	MPT
CA	NT NI	-7.07746***	NT	0.204346	NT NI	-7.02576***	NT	-21.5036	-3.26286	0.15174	1.19512**
LCPI	NT WI	-10.3102***	NT	0.105632	WT WI	-10.7028***	NT	-5.19048	-1.59901	0.30807	4.75127*
DDEMAND	NT NI	-9.27848***	NT	0.334156	NT NI	-9.30761***	NT	-16.0089	-2.82302	0.17634	1.55354***
OPEN	NT NI	-3.0579**	NT	0.357738	NT NI	-10.0915***	NT	-4.46529	-1.49316	0.33439	5.48862
DPROD	NT NI	-3.88695***	NT	0.175668	NT NI	-3.88391***	NT	-19.915	-3.12089	0.15671	1.35236***

太字は5%水準で有意である

注1) LCPIは、各国消費者物価指数(対数値)からHICP(対数値)を引いた値と定義する。

注2) WTはトレンド項付き、NTはトレンド項なしをあらわし、NIは定数項なしをあらわす。

注3) ***は1%水準で、**は5%水準で、*は10%水準で帰無仮説が有意であることをあらわす。

表2 単位根を持つ変数リスト

Country	variables
Austria	CA, LCPI, DDEMAND, DPROD
Finland	LCPI, DDEMAND, OPEN, DPROD
France	CA, LCPI, DPROD
Germany	CA, LCPI, DDEMAND, LOPEN, DPROD
Italy	DPROD, OPEN
Netherlands	LCPI, DPROD
Portugal	DPROD, OPEN
Spain	CA, DDEMAND, LOPEN, DPROD

表3 ヨハンセンの共和分検定の結果

Austria				Italy			
		LAG = 1				LAG = 1	
Hypothesized No. of CE (s)	Eigenvalue	Trace Statistic	Max-Eigen	Hypothesized No. of CE (s)	Eigenvalue	Trace Statistic	Max-Eigen
None*	0.989	292.713 ***	153.613 ***	None*	0.816	116.934 ***	52.439 ***
At most 1*	0.815	139.100 ***	57.329 ***	At most 1	0.599	64.495	28.331
At most 2*	0.791	81.771 ***	53.183 ***	At most 2	0.403	36.163	15.989
At most 3	0.383	28.588	16.440	At most 3	0.298	20.174	10.968
At most 4	0.300	12.147	12.135	At most 4	0.159	9.206	5.380
At most 5	0.000	0.012	0.012	At most 5	0.116	3.826	3.826

Finland				Netherlands			
		LAG = 1				LAG = 1	
Hypothesized No. of CE (s)	Eigenvalue	Trace Statistic	Max-Eigen	Hypothesized No. of CE (s)	Eigenvalue	Trace Statistic	Max-Eigen
None*	0.632	115.951 ***	37.948	None*	0.738	145.924 ***	49.489 ***
At most 1*	0.549	78.002 **	30.298	At most 1	0.589	96.435 ***	32.899
At most 2	0.436	47.704	21.775	At most 2	0.471	63.535 ***	23.552
At most 3	0.323	25.930	14.826	At most 3	0.389	39.984 **	18.211
At most 4	0.212	11.104	9.055	At most 4	0.296	21.773 **	12.973
At most 5	0.052	2.048	2.048	At most 5	0.212	8.800	8.800

France				Portugal			
		LAG = 2				LAG = 1	
Hypothesized No. of CE (s)	Eigenvalue	Trace Statistic	Max-Eigen	Hypothesized No. of CE (s)	Eigenvalue	Trace Statistic	Max-Eigen
None*	0.771	97.163 ***	44.214 ***	None*	0.671	122.201 ***	42.258 ***
At most 1	0.508	52.949	21.269	At most 1	0.464	79.943 **	23.686
At most 2	0.411	31.680	15.871	At most 2	0.401	56.256 **	19.450
At most 3	0.327	15.810	11.884	At most 3	0.331	36.806 **	15.288
At most 4	0.123	3.925	3.925	At most 4	0.291	21.519 **	13.084
At most 5	0.142	4.738	4.738	At most 5	0.199	8.435	8.435

Germany				Spain			
		LAG = 1				LAG = 1	
Hypothesized No. of CE (s)	Eigenvalue	Trace Statistic	Max-Eigen	Hypothesized No. of CE (s)	Eigenvalue	Trace Statistic	Max-Eigen
None*	0.780	129.224 ***	45.473 **	None*	0.798	163.290 ***	60.699 ***
At most 1*	0.669	83.751 **	33.178	At most 1	0.625	102.592 ***	37.252 **
At most 2	0.550	50.573	23.955	At most 2	0.576	65.340 ***	32.609 **
At most 3	0.388	26.618	14.712	At most 3	0.350	32.731	16.399
At most 4	0.228	11.906	7.781	At most 4	0.225	16.332	9.701
At most 5	0.128	4.125	4.125	At most 5	0.160	6.631	6.631

注) ***は1%水準で, **は5%水準で共和分ベクトルがあることを示す。

左欄の*は共和分関係の数が, 5%水準で有意であることを示す。

で物価が下落することが分かる。

開放度が上がると, 輸入増加により物価の下落を招くと同時に, 輸出が増加すれば国内物価を押し上げることが想定され, 符号は一概には決まらない。表4で開放度が有意であるのはドイツ, イタリア, オランダ, ポルトガル, スペインであり, そのうち符号が負であったのは, オランダ, ポルトガル, スペインである。ドイツとイタリアでは, 符号が正であり, それらの

表4 ダイナミックOLSによる推定結果

Austria				Italy			
Sample: 1995Q1 2004Q1				Sample: 1995Q3 2002Q4			
	Coefficient	adj. SE	adj t value		Coefficient	adj. SE	adj t value
C	0.3239	0.2704	1.1980	C	0.2408	0.0275	8.7443 ***
DPROD	0.0823	0.0581	1.4166	DPROD	0.0568	0.0041	13.7563 ***
DDEMAND	-0.1240	0.0574	-2.1605 **	DDEMAND	-0.0681	0.0249	-2.7315 **
OPEN	0.0030	0.0083	0.3682	OPEN	0.0452	0.0136	3.3164 **
CA	0.0000	0.0001	-0.3147	CA	0.0845	0.0560	1.5106
Adjusted R-squared	0.7204	Lag intervals	1	Adjusted R-squared	0.9567	Lag intervals	1
S.E. of regression	0.0031	ARのssr	0.0002	S.E. of regression	0.0025	ARのssr	0.0001
Sum squared resid	0.0002	se of dols	0.0031	Sum squared resid	0.0001	se of dols	0.0025
Log likelihood	167.9300	rescaled factor	1.0189	Log likelihood	143.5842	rescaled factor	0.7160
Durbin-Watson stat	0.7940			Durbin-Watson stat	1.2306		
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation = 2)				Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation = 3)			
Finland				Netherlands			
Sample: 1995Q1 2004Q2				Sample: 1995Q1 2003Q4			
	Coefficient	adj. SE	adj t value		Coefficient	adj. SE	adj t value
C	0.707	0.3147	2.2468 **	C	-2.2763	0.4764	-4.7784 ***
DPROD	0.1419	0.0677	2.0961 **	DPROD	-0.4553	0.0968	-4.7019 ***
DDEMAND	-0.1477	0.0449	-3.2875 ***	DDEMAND	-0.3187	0.1159	-2.7500 **
OPEN	-0.0008	0.0336	-0.0237	OPEN	-0.0532	0.0276	-1.9281 *
CA	0.0001	0.0001	0.6971	CA	0.0001	0.0001	1.0832
Adjusted R-squared	0.7802	Lag intervals	2	Adjusted R-squared	0.9503	Lag intervals	1
S.E. of regression	0.0050	ARのssr	0.0003	S.E. of regression	0.0054	ARのssr	0.0006
Sum squared resid	0.007	se of dols	0.0042	Sum squared resid	0.0007	se of dols	0.0054
Log likelihood	158.3929	rescaled factor	1.4345	Log likelihood	144.6722	rescaled factor	2.1517
Durbin-Watson stat	1.2276			Durbin-Watson stat	1.5768		
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation = 3)				Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation = 3)			
France				Portugal			
Sample: 1995Q3 2002Q4				Sample: 1995Q3 2003Q4			
	Coefficient	adj. SE	adj t value		Coefficient	adj. SE	adj t value
C	-0.9857	0.4348	-2.2669 ***	C	-2.2992	0.3424	-6.7146 ***
DPROD	-0.2539	0.0722	-3.5182 ***	DPROD	-0.4630	0.0748	-6.1919 **
DDEMAND	0.0025	0.0516	0.0488	DDEMAND	0.0627	0.0791	0.7927
OPEN	0.0312	0.0228	1.3710	OPEN	-0.0888	0.0259	-3.4237 **
CA	0.2772	0.2540	1.0913	CA	0.0498	0.1292	0.3857
Adjusted R-squared	0.8889	Lag intervals	1	Adjusted R-squared	0.7918	Lag intervals	1
S.E. of regression	0.0034	ARのssr	0.0002	S.E. of regression	0.0143	ARのssr	0.0008
Sum squared resid	0.0002	se of dols	0.0034	Sum squared resid	0.0053	se of dols	0.0086
Log likelihood	132.9153	rescaled factor	1.7386	Log likelihood	104.1696	rescaled factor	0.7945
Durbin-Watson stat	0.9674			Durbin-Watson stat	1.1801		
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation = 3)				Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation = 3)			
Germany				Spain			
Sample: 1995Q3 2003Q1				Sample: 1995Q3 2004Q3			
	Coefficient	adj. SE	adj t value		Coefficient	adj. SE	adj t value
C	0.4647	0.2299	2.0214 **	C	-1.1722	0.0818	-14.3264 ***
DPROD	0.0969	0.0520	1.8645 *	DPROD	-0.2221	0.0177	-12.5548 ***
DDEMAND	-0.2679	0.1087	-2.4640 **	DDEMAND	0.1824	0.0226	8.0531 ***
OPEN	0.1065	0.0469	2.2714 **	OPEN	-0.0402	0.0144	-2.7970 ***
CA	-0.5223	0.1088	-4.8019 ***	CA	-0.0005	0.0001	-3.8164 ***
Adjusted R-squared	0.7614	Lag intervals	1	Adjusted R-squared	0.9563	Lag intervals	1
S.E. of regression	0.0043	ARのssr	0.0003	S.E. of regression	0.0056	ARのssr	0.0007
Sum squared resid	0.0003	se of dols	0.0043	Sum squared resid	0.0008	se of dols	0.0056
Log likelihood	133.2630	rescaled factor	1.1237	Log likelihood	145.6698	rescaled factor	1.5121
Durbin-Watson stat	1.4781			Durbin-Watson stat	1.1487		
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation = 3)				Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation = 3)			

注1) ***は1%水準で, **は5%で, *は10%水準で有意であることを示す。

注2) 標準誤差およびt値は, rescaled factorによって調整されている。

国では開放度が上がれば国内物価を押し上げる可能性がある。

経常収支対GDP比率が上昇すると、輸入に比べて輸出が伸びるので供給が増加し、内外相対価格は下落し、当該国とユーロ域との相対価格は下落することが予想される。この変数が有意である国は、ドイツとスペインのみで符号は想定されるとおり負である。

以上より、生産性格差と需要格差が各国でのインフレ格差に支配的な要因であり、各国の経済構造に起因する要素がインフレ格差に影響を与えていることを示唆している。また域内での貿易に積極的な国、たとえばドイツは開放度や経常収支対GDP比率も重要な要因となりうる。

4. 結論

本稿では、ユーロ域内でのインフレ格差の要因を探するために、その要因を特定して実証を試みた。その結果、生産性格差および需要格差が、ほぼ各国で共通した要因であることが確認された。そこで、統合がさらに進展することによってインフレ格差は解消する方向に向かうのだろうか。解消されるとすれば、各国の生産性格差がなくなること、および需要格差がなくなることである。前者に関しては、さらに進展することにより生産性の低い地域から高い地域へ資本および労働が移動することによって、生産性格差が解消されてゆくならばインフレ格差の是正にはつながるであろう。後者も、いくつかの国の例外はあるものの、各国総需要政策が「安定成長協定」によって制約を受けているので、それが維持されるならば各国の需要格差は解消の方向に向かうであろう。しかし、前者の生産性格差に関しては、資本移動はユーロ導入以前から活発ではあったものの、労働移動に関しては十分にはなされていない。無論、要素価格は資本あるいは労働のどちらかが移動できれば、内外で均等化するように働くが、その調整時間は長くかかるのではないだろうか。そうであれば、当分の間、インフレ格差は解消されない。需要要因に関しても、マクロ政策が収斂してきたものの、各国固有の需要拡大、景気循環の差違、当該国への為替レートや金融政策の波及効果の相違などによって需要格差が生ずる可能性はある。それらの要因を完全に除去できないとすれば、ユーロ域でのインフレ格差の持続が考えられる。

それではインフレ格差を是正する政策は、実行できるのだろうか。これについては、現在のユーロ域では特効薬はないと言わざるをえない。金融政策は、欧州中央銀行によって一元的に実行されており、各国のインフレ格差に対応するには制度設計されていない。分権的な財政政策においても、安定成長協定によって各国で異なるスタンスの財政運営は困難になっている。伝統的なマクロ経済政策はユーロ域のインフレ格差に対しては有効ではない。したがって、供給面の調節、すなわち市場メカニズムを通じた要素移動や、統合の進展による各国経済構造の収斂によってインフレ格差の是正は行われぬ。インフレ格差の解消が、ユーロ域での統合の進展と深化、ならびに市場メカニズムの有効性を吟味するメルクマールとなると考えられる。

本稿では、ユーロ域内を閉鎖経済として想定したが、ユーロ域外との取引も米国や中東欧を中心に拡大しており、またアジアとのFTA協議も進展しつつある。それを考慮すると、開放経済としてユーロ域を想定する必要がある。今後、ユーロの実質実効レートをモデルに導入してインフレ格差を検証することが今後の課題である。

参考文献

- Alberola, E. (2000) "Interpreting inflation differentials in the euro area," *Banco de España Economic Bulletin*, April, 61-70.
- Andres, J., E. Ortega and J. Vallés (2003) "Market structure and inflation differentials in the European Monetary Union," *Banco de España Documento de Trabajo* No. 0301.
- Angeloni, I., and M. Ehrmann (2004) "Euro area inflation differentials," *Working Paper Series* No.388, European Central Bank.
- Benigno, P. (2004) "Optimal monetary policy in a currency area," *Journal of International Economics*, 63, 293-320.
- Benigno, P. and D. López-Salido (2002) "Inflation persistence and optimal monetary policy in the euro area," *Working Paper* No. 178, European Central Bank.
- Bergin, P. (2003) "A model of relative national price levels under pricing to market", *European Economic Review* 47, 569-586.
- Candelon, B., C. Kool, K. Raabe, and T.van Veen (2004) "The feasibility of a fixed exchange rate regime for new EU-members: evidence from real exchange rates", *Discussion Paper Series* 05-09, Tjalling C. Koopmans Research Institute, Utrecht School of Economics, Utrecht University.
- Canova, F. and E. Pappa (2003) "Price differentials in monetary unions: The role of fiscal shocks", mimeo, Universitat Pompeu Fabra (www.econ.upf.es/docs/papers/downloads/923.pdf).
- Cheung Y. W. and K. S. Lai (1993) "Finite-sample sizes of Johansen's likelihood ratio tests for cointegration," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 55, 313-328.
- Égert, B. and A. Lahrière-Révil (2003) "Estimating the fundamental equilibrium exchange rate of Central and Eastern European countries the EMU enlargement perspective," *CEPII Working Paper* No 2003-05.
- Hayashi, Fumio (2000) *Econometrics*, Harvard University Press.
- Honohan, P. and P. Lane (2003) "Divergent inflation rates in EMU," *Economic Policy*, 18, 358-394.
- Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, P.Schmidt and Y.Shin (1992) "Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root," *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.
- MacKinnon, J. G., A.A. Haug, and L. Michelis, (1999) "Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration," *Journal of Applied Econometrics*, 14, 563-577
- Newey, W. K. and K.D. West (1987) "A simple positive semi-definite, heteroscedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix," *Econometrica*, 55, 703-708.
- and ----- (1994) "Automatic lag selection in covariance matrix estimation," *The Review of Economic Studies*, 61, 631-653.
- Osterwald-Lenum, M. (1992) "A note with quantities of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 461-472.
- Ortega, E. (2003), "Persistent inflation differentials in Europe," *Banco de España Documento de Trabajo* No. 0305.
- Stock, J. H. and M.W. Watson (1993) "A simple estimator of cointegrating vectors of higher order integrated systems," *Econometrica*, 61, 783-820.