

最近のESRI研究成果より

大型ダイナミックファクターモデルによる景気分析と経済の構造変化について

経済社会総合研究所 景気統計部 研究専門職
間 真実

はじめに

技術革新とそれに伴う産業構造の変化、人口動態の変化、金融市場や労働市場の変容といった経済の構造変化は、景気循環を適切に捉えるという課題においては常に考慮すべき事項といえる。これは、広範にわたる経済指標の連動関係で景気循環を計測する場合、経済の構造変化によって経済指標ごとの他指標との連動性が変化することで、景気循環の性質が変化すると考えられるからである。以下では、景気循環の捕捉における経済構造変化の問題性について大型ダイナミックファクターモデル（DFM）の枠組で実証分析した研究「大型DFMによる景気分析と経済の構造変化について」（ESRI Discussion Paper No.357）を紹介する¹。

分析の枠組

DFMは、観測される複数の変数を観測されない少数の共通因子で説明するモデルであり、次式で表される。

$$X_{it} = \lambda_i' F_t + \varepsilon_{it} \quad (i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T)$$

ここで、 X_{it} は変数*i*の時点*t*における値、 F_t は $r \times 1$ のベクトルで*r*個の共通因子の時点*t*における値、 λ_i は $r \times 1$ のベクトルで変数*i*の共通因子に対する係数、 ε_{it} は誤差項である。右辺第1項 $\lambda_i' F_t$ を共通成分、第2項 ε_{it} を個別成分と呼ぶ。DFMにより多数の経済指標について共通成分と個別成分の分解を行うことで、幅広い経済指標で共通にみられる変動としての景気循環を表現できる。DFMを構成する*N*個の変数のうち先験的に一致指標として基準となる経済指標の共通成分の動きから景気変動を計測することができる。即ち、基準となる指標の共通成分を景気指数とする。なお、*N*個の変数が、一致系列だけでなく先行・遅行系列を含む場合、共通成分には共通因子のラグも入れなければならないが、その場合は $\tilde{F}_t \equiv (F_t', \dots, F_{t-p}')'$ のよう

に共通因子を再定義すればよい。

本研究では、日本経済に関する330の月次系列から成るDFMを、共通因子の数も含めて、主成分分析の手法により推計した。これらの系列は、生産、消費、雇用、物価など広範に及ぶ経済活動を産業や経済主体の属性区分により細分化したレベルで捉えた指標である。これらに、景気指数を作成すべく四半期GDPを追加した。月次DFMに四半期系列を含める際の推計方法としては、Stock and Watson（1998）に従った。データの期間は、1983年2月から2018年10月までである。全期間の標本で共通因子の数は3ないし4と推定された。

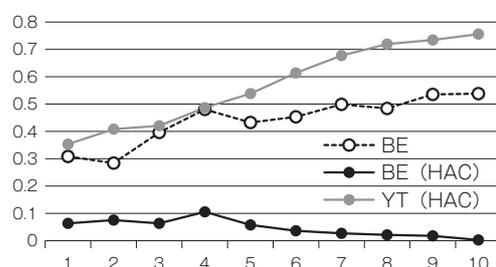
構造変化の検定

経済指標のDFMでは、係数 λ_i の値が時間軸方向に変化することを経済の構造変化と考えることができる。例えば、産業構造の変化に伴って、ある産業の生産水準のトレンド周りの変動は、共通因子との連動性を失っていくかもしれない。

DFMの構造変化検定には、個別指標ごとの構造変化に関する検定と、全指標をひとまとまりに考えたモデル全体の構造変化に関する検定の2種がある。前者としてBE検定及びYT検定、後者としてCDG検定及びHI検定を行った。

BE検定は、DFMを構成する各系列について、「構造変化なし」を帰無仮説とする検定である。ただ、対立仮説の下では共通因子の数が過大推計され、そのことがBE検定の検出力を低下させるという問題があり、これに対処したのがYT検定である。図表1にBE検定とYT検定の結果を示す。横軸は共通因子の数、縦軸は帰無仮説が5%水準で棄却された系列の割合である。

図表1 個別指標ごとの構造変化検定の結果



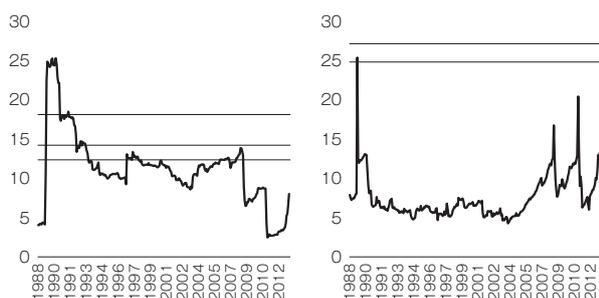
黒色点線BEと黒色実線BE（HAC）は共にBE検定であるが、前者は個別成分の均一分散・系列自己無相関の仮定の下での検定、後者は個別成分の不均一分散・系列自己相関を許容した検定である。灰色実線

1 本稿引用の文献は紹介論文の引用文献リスト参照。

YT (HAC) は、YT検定（個別成分の不均一分散・系列自己相関を許容）である。共通因子数5以上ではBE検定の検出力の低下がみられるが、推定された共通因子数3から4の範囲では問題ないことが分かる。構造変化の時点を未知とする図表1の検定では、330系列のうちの4から5割で構造変化が認められる（構造変化の検定は標本期間の両端にマージンを必要とするため、構造変化を考える期間は1988年7月から2013年6月までである）。また、結果をここには示さないが、構造変化の時点特定した場合の検定では3割程度である。

モデル全体の構造変化に関する検定であるCDG検定とHI検定は、係数 λ_i の全系列分をひとつにまとめた行列について変化がないことを帰無仮説として、構造変化によって共通因子 F_t の共分散行列の推定値が変化することを利用した検定である。CDG検定はHI検定よりも用いる情報が少ない代わりに処理が容易である。シミュレーション分析によると、多くの場合2つの検定に差異はないが、既存の共通因子が消滅したり新たな共通因子が登場するタイプの構造変化に対してはHI検定の方で検出力が高く、小規模標本ではCDG検定の方で検出力が高い。モデル全体の構造変化検定では、共通因子数の過大推定に伴う検出力低下の問題は生じない。CDG検定とHI検定の結果を図表2に示す。左はCDG検定統計量、右はHI検定統計量である。

図表2 モデル全体の構造変化検定の結果

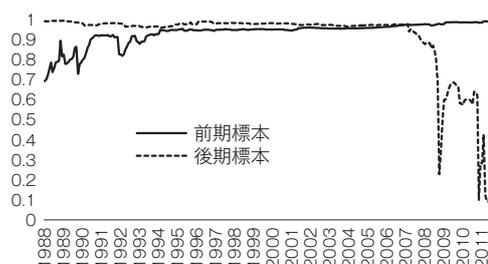


各グラフで、横軸は構造変化点、縦軸は検定統計量の大きさを示す。水平線は、構造変化点を未知とする検定について、下から順に10%、5%、1%（HI検定では、10%、5%）有意水準の臨界点を示す。グラフの最大値が臨界点を上回れば、この期間に構造変化があったと判断できる。CDG検定はバブル崩壊（1991年）前後の時期の構造変化を示し、HI検定も10%有意水準でバブル崩壊の時期の構造変化を示している。このほか、HI検定統計量は、リーマンショック（2008年）と東日本大震災（2011年）の時にも増大している。

構造変化の景気指数への影響

本研究では、構造変化の景気指数への影響をみるために、構造変化点として想定する時点の前後で標本を分割しそれぞれの部分標本のDFMに基づいて推計される景気指数と、全標本による景気指数との相関を確認した。図表3に、2つの部分標本による景気指数のそれぞれと全標本による景気指数の相関係数を示す。

図表3 分割標本と全標本による景気指数の相関



グラフの横軸は標本の分割時点で、縦軸が相関係数の大きさを示し、実線は前期標本、破線は後期標本に対応する。この結果によると、リーマンショックと東日本大震災については、後期標本で推計される景気指数と全標本による景気指数の相関が大きく低下するが、前期標本の景気指数については、2つの時点以降も安定している。標本期間に占める「構造変化後」の期間の割合が前期標本では推計結果に影響するほどには大きくないことによると考えられる。

上記の2時点を例外として、部分標本と全標本の景気指数の相関は安定して高く、これは、「共通因子数の過大推定のために構造変化が共通成分自体の推定には影響しない」という計量理論に適う結果である。

まとめ

本研究では、80年代末以降の日本経済について330系列の大型DFMを推計し、構造変化の検定を行った。個別系列に関する検定では3~5割の系列に構造変化が認められ、モデル全体では、バブル崩壊、リーマンショック、東日本大震災の時の構造変化が示唆された。

また、構造変化が景気指数へ及ぼす影響についての分析では、リーマンショックと東日本大震災の2つの時点を除いては、大型DFMに基づく景気指数への構造変化の影響が軽微であることが確認された。

参考文献

Hazama, M., "Economic Structural Change and Business Cycle Monitoring within the Framework of PCA-DFM" ESRI Discussion Paper, (2020) No.357.

間 真実（はざま まこと）