平成七年十一月一日発行（毎月一日一回発行）

經濟論叢

第156巻　第5号

平成7年11月

京都大學經濟學會

経済論叢（京都大学）第156巻第5号，1995年11月

労働市場の時間と人数に関する非定常推定

宮　崎　憲　治

I　は　じ　め　に

Tachibanaki〔32〕は労働市場の国際比較をおこなっており，そこで示された様々な日本の労働市場の特徴の一つに労働投入量の調整に関して雇用人数の変動は少なく，労働時間（特に超過労働）を中心に調整されるということがある。しばしば労働投入量は多くの論文では労働時間×雇用人数として簡単に表されているが，労働時間と雇用人数の区別をした分析の重要性を先の論文は示唆している。こうした問題意識を持ってかかれた論文は他にも幾つかある。本稿では労働人数と雇用人数の区別に注目した従来の実証分析の，簡単な概観をはじめにおこなう。

その前に，労働需要全般に関して，理論的には Nickell〔24〕によって，過去の実証分析に関して Hamermesh〔9〕が広範囲[1]にわたって概観していることを述べておく。本稿で扱うのはこうした様々な労働需要問題に関して，特に日本の労働需要を分析する際に重要と考えられる雇用人数と労働時間の区別に重点を置いた分析をおこなうのである。おおざっぱにまとめて，企業の利潤最大化問題から，一階の条件を導きだした実証分析は次の3つに分類でき，また進歩していった。

1. 利潤最大化の一階の条件からターゲット変数を導きだし，この乖離の2乗と調整費用関数の和を考え，それを最小化する一階の条件を求め推定す

1）　具体的には時間と人数の区別だけでなく，組合員と非組合員やエネルギーその他の生産要素を考慮したり，公共政策の労働市場に与える影響や失業についてである。

る。

2. ターゲット変数に関し部分調整モデルに書き換え推定する。

3. 将来も考慮に入れた利潤最大化の一階の条件，オイラー方程式[2] を直接，係数推定する[3]。

それぞれ，労働時間と雇用人数を区別した論文について，先駆的な実証論文と日本の労働市場に関して発展的に適応した論文を先の分類に従って挙げると，

1. Nadari and Rosen〔21〕，山本〔35〕.

2. Bernanke〔1〕, Brunello〔2〕.

3. Shaprio〔30〕, Nakamura〔22〕.

がある。日本の労働市場について労働時間より雇用人数の方が調整速度が遅い（調整費用が大きい）ことが上の論文は示している。

だがこれらの論文は非定常の概念を考慮して，実証分析をおこなってない。推定式に非定常変数が含まれるとき，従来の推定法は使えないのである。つまり，最尤法や一般化モーメント法[4] は正則条件のもとで一致推定量になり推定値が漸近的に正規分布に従うが，推定式に非定常変数に含まれるときこれは2次のモーメントが有限でないので，正則条件が成立しないので，こうした一致性は保証されていないのである。加えて，Nelson and Plosser〔23〕が示したように失業率を除くほとんどのマクロ変数は一次の和分過程に従う仮説を棄却できないのである。

以下，近年計量経済学で重要になっている共和分[5] をもちいて，従来の結論（日本の労働市場について労働時間より雇用人数の方が調整速度が遅い）が成立することを示す。そこでオイラー方程式を直接推定するのでなく，計量経済学で十分な議論がなされている形に近づけて，つまり ECM や Hendry モデ

2) ここでは，一階の条件が異時点間の関係があるときオイラー方程式と呼び，そうでないときは単に一階の条件といって区別する。

3) テーラー展開すれば，1番目と同じ費用関数に将来の期待を考えたものに関するオイラー方程式とほぼ同じになることが示される。

4) 最小二乗法や操作変数法もこれの特殊形に属す。

5) ここでの共和分の定義は Engle and Granger〔6〕に従う。

ルに変換して実証分析をおこなう[6]。

II モ　デ　ル

ここでの調整費用のない最適化の条件の導出方法は Bernanke〔1〕および Brunello〔2〕を簡便化したものである[7]。

2.1 労働供給

まず，労働供給側，労働者の行動を考える。代表的個人が効用関数 $U=U(C, H)$ をもち，$U_c>0$, $U_H<0$ とする。C を消費財，H を労働時間である。P を物価，E を所得として，次の効用最大化問題を解く。

$$\max U(C, H)$$
$$s.t.\ PC=E \tag{1}$$

これは結局，$U\left(\frac{E}{P}, H\right)$ である。

さて，ここで完全競争市場が成り立っている状況を考える。この時，すべての労働者の効用は留保水準 U^* に等しいはずである。

$$U\left(\frac{E}{P}, H\right)=U^* \tag{2}$$

さて局所的に必ず成り立つ陰関数定理が分析の範囲内で成立するとすれば，$\frac{E}{P}=E(H, U^*)$ と書き換えられる。効用関数の全微分，

$$dU=U_Cd\left(\frac{E}{P}\right)+U_HdH \tag{3}$$

に注意すると，留保水準を維持したまま $\frac{E}{P}$ は H の増加関数になる。以上が，代表的労働者の所得関数であり，これは時間の増加関数となる。以下では，一人当たりの所得の時間弾力性を一定とする。

6) 労動時間と雇用時間を区別していないが，産業別に ECM をおこなった論文に井出〔14〕があることを付記する。ただ彼女は推定方法として，Engle and Granger〔6〕の2段階推定法のみ利用している。

7) 具体的には，Living cost や所定外労働時間をモデルに導入しない。

2.2 労働需要

次に，企業側の行動を前節の労働供給を踏まえて，労働需要を決定する。仮定として，産出量 Y は一人当り労働時間 H と雇用人数 N の CES 型の関数であらわされる。$(Y=F(N, H)=A[\alpha N^{-\rho}+(1-\alpha)H^{-\rho}]^{-\frac{\gamma}{\rho}}, 0<\gamma<1, 0)$ また，一人当たりの所得の時間弾力性を一定とする。$\left(\dfrac{dE}{E}\Big/\dfrac{dH}{H}=\dfrac{dE}{dH}\dfrac{H}{E}=c>1\right)$ このとき企業の利潤最大化問題は

$$\max E_t\sum_{i=0}^{\infty}\theta^i\left[P_{t+i}Y_{t+i}-N_{t+i}E_{t+i}-\frac{c_H}{2}\Delta H^2_{t+i}-\frac{c_N}{2}\Delta N^2_{t+i}\right] \qquad (4)$$

である。これはテーラー近似をおこなえば，調整費用の存在しない場合で，利潤最大化をおこない，それぞれをターゲット変数 H^*, N^* として，次の費用関数を最小化するのと同じである。

$$\min E_t\sum_{i=0}^{\infty}\theta^i\left[(Y^*_{t+i}-Y_{t+i})^2+\frac{c_H}{2}\Delta H^2_{t+i}\right] \qquad (5)$$

$$\min E_t\sum_{i=0}^{\infty}\theta^i\left[(Y^*_{t+i}-Y_{t+i})^2+\frac{c_N}{2}\Delta N^2_{t+i}\right] \qquad (6)$$

さて，ターゲット変数を求めるとする。調整費用が無いときの利潤最大化の一階の条件は

$$PF_N=E$$
$$PF_H=NE_H=c\frac{EN}{H} \qquad (7)$$

であり，$\dfrac{E}{P}=E'$ として，整理してテーラー近似をおこなうと，

$$H=a_0+a_1Y-a_2E'$$
$$N=b_0+b_1Y-b_2E' \qquad (8)$$

と表すことが出来る[8]。

この時の費用最小化の一階の条件は次のオイラー方程式となる。

$$H_t-H^*_t+c_H\Delta H_t-c_H\theta E_t(\Delta H_{t+1})=0$$

8) 両辺に対数をとっても以下の単位根検定や推定結果においても同じ結果になる。

$$N_t - N_t^* + c_N \Delta N_t - c_N \theta E_t(\Delta N_{t+1}) = 0 \tag{9}$$

ここで，あとでここで登場する変数は全て1次の和分過程に従うことが検定されるが，この時には上の一階の条件は APPENDIX A の議論を経て以下の連立方程式 Hendry モデルと考え，実際の推定問題に移る。

$$\begin{aligned} \Delta H_t &= \lambda_H (H_{t-1} - a_0 - a_1 Y_{t-1} + a_2 E_{t-1}) + a_3 \Delta Y_t + a_4 \Delta E'_t + v_{Ht} \\ \Delta N_t &= \lambda_N (N_{t-1} - b_0 - b_1 Y_{t-1} + b_2 E_{t-1}) + b_3 \Delta Y_t + b_4 \Delta E'_t + v_{Nt} \end{aligned} \tag{10}$$

それぞれ λ_H, λ_N は $(-1, 0)$ の範囲であり，c_H, c_N が大きくなるとき，0 に近づく。それぞれの方程式の意味するところは括弧の中を長期的な（調整費用のかからない）関係として，もし括弧内が正，つまり H, N がそれぞれ長期的な関係に比べて大きくなると，それぞれ減少させる方向にいく，そして調整費用係数が大きくなるほど，係数 λ はゼロに近づく，つまり調整がよりスムーズにいかなくなるのである。

III　実　証　分　析

まずは，変数について述べておく。N は「毎月勤労統計調査報告」の製造業の雇用人数指数（1990年基準），H も「毎月勤労統計調査報告」の製造業の総労働時間指数，Y は「鉱工業生産・出荷在庫統計」の製造業生産指数，E' は「毎月勤労統計調査報告」の製造業の現金給与総額の指数に「経済統計月報」の工業製品卸売物価指数で割ったもので，それぞれに季節調整（移動平均）をし，月次データを4半期データに直したものである。

この4変数に関して，一次の和分過程に従うかどうかを調べるにはよく知られたものに (Argument) Dickey=Fuller Test[9] がある。その結果が表1である。つまりすべての変数に関して一次の和分過程であるという仮説は棄却できないことが一応示される[10]。そこですべての変数が $I(1)$ と考え，今まで考えたモデルに関する推定式つまり式(10)を考えよう。

9)　その分布表は Dickey=Fuller〔4〕，その理論的根拠は Phillips〔26〕を参照。

10)　この検定手順は多くの実証分析で用いられているが色々な面で不完全である。詳しくは Morimune and Miyazaki を参照せよ。

表1 a：単位根検定

Unit root tests for variable H

statistic	sample		without trend	with trend
DF	1970Q2	1990Q4	−2.6607 (−2.8963)	−2.5420 (−3.4639)
ADF(1)	1970Q3	1990Q4	−2.6810 (−2.8967)	−2.5610 (−3.4645)
ADF(2)	1970Q4	1990Q4	−2.7023 (−2.8972)	−2.6395 (−3.4652)
ADF(3)	1971Q1	1990Q4	−2.5514 (−2.8976)	−2.5160 (−3.4659)
ADF(4)	1971Q2	1990Q4	−3.3699 (−2.8981)	−3.3481 (−3.4666)

Unit root tests for variable N

statistic	sample		without trend	with trend
DF	1970Q2	1990Q4	− .32536 (−2.8963)	.021838 (−3.4639)
ADF(1)	1970Q3	1990Q4	−1.1176 (−2.8967)	− .78363 (−3.4645)
ADF(2)	1970Q4	1990Q4	−1.0128 (−2.8972)	− .66335 (−3.4652)
ADF(3)	1971Q1	1990Q4	−1.4291 (−2.8976)	−1.0614 (−3.4659)
ADF(4)	1971Q2	1990Q4	−2.3595 (−2.8981)	−2.1070 (−3.4666)

Unit root tests for variable E

statistic	sample		without trend	with trend
DF	1970Q2	1990Q4	−1.7221 (−2.8963)	−2.1384 (−3.4639)
ADF(1)	1970Q3	1990Q4	−1.6909 (−2.8967)	−1.9008 (−3.4645)
ADF(2)	1970Q4	1990Q4	−1.4994 (−2.8972)	−2.3341 (−3.4652)
ADF(3)	1971Q1	1990Q4	−1.4686 (−2.8976)	−2.5639 (−3.4659)
ADF(4)	1971Q2	1990Q4	−1.4927 (−2.8981)	−2.7807 (−3.4666)

Unit root tests for variable Y

statistic	sample		without trend	with trend
DF	1970Q2	1990Q4	1.7941 (−2.8963)	− .37449 (−3.4639)
ADF(1)	1970Q3	1990Q4	.69784 (−2.8967)	−2.1978 (−3.4645)
ADF(2)	1970Q4	1990Q4	.57587 (−2.8972)	−2.2741 (−3.4652)
ADF(3)	1971Q1	1990Q4	.56821 (−2.8976)	−2.2337 (−3.4659)
ADF(4)	1971Q2	1990Q4	1.0266 (−2.8981)	−1.3714 (−3.4666)

95% critical valuse in brackets.

表1b：単位根検定（解差を取る）

Unit root tests for variable DH

statistic	sample		without trend	with trend
DF	1970Q3	1990Q4	−10.7646 (−2.8967)	10.8555 (−3.4645)
ADF(1)	1970Q4	1990Q4	−5.6609 (−2.8972)	−5.7158 (−3.4652)
ADF(2)	1971Q1	1990Q4	−4.9328 (−2.8976)	−4.9797 (−3.4659)
ADF(3)	1971Q2	1990Q4	−3.0455 (−2.8981)	−3.0645 (−3.4666)
ADF(4)	1971Q3	1990Q4	−3.7506 (−2.8986)	−3.7019 (−3.4673)

Unit root tests for variable DN

statistic	sample		without trend	with trend
DF	1970Q3	1990Q4	−5.8252 (−2.8967)	−6.4955 (−3.4645)
ADF(1)	1970Q4	1990Q4	−4.9982 (−2.8972)	−5.7959 (−3.4652)
ADF(2)	1971Q1	1990Q4	−3.8172 (−2.8976)	−4.8644 (−3.4659)
ADF(3)	1971Q2	1990Q4	−1.9350 (−2.8981)	−2.9524 (−3.4666)
ADF(4)	1971Q3	1990Q4	−3.4393 (−2.8986)	−4.2505 (−3.4673)

Unit root tests for variable DY

statistic	sample		without trend	with trend
DF	1970Q3	1990Q4	−4.5492 (−2.8967)	−4.7286 (−3.4645)
ADF(1)	1970Q4	1990Q4	−3.9081 (−2.8972)	−4.0713 (−3.4652)
ADF(2)	1971Q1	1990Q4	−3.6349 (−2.8976)	−3.7967 (−3.4659)
ADF(3)	1971Q2	1990Q4	−4.4547 (−2.8981)	−4.6794 (−3.4666)
ADF(4)	1971Q3	1990Q4	−4.6669 (−2.8986)	−4.9159 (−3.4673)

Unit root tests for variable DE

statistic	sample		without trend	with trend
DF	1970Q3	1990Q4	−9.7561 (−2.8967)	−9.8520 (−3.4645)
ADF(1)	1970Q4	1990Q4	−5.5879 (−2.8972)	−5.6475 (−3.4652)
ADF(2)	1971Q1	1990Q4	−4.5197 (−2.8976)	−4.5825 (−3.4659)
ADF(3)	1971Q2	1990Q4	−3.3327 (−2.8981)	−3.4088 (−3.4666)
ADF(4)	1971Q3	1990Q4	−2.8898 (−2.8986)	−2.9502 (−3.4673)

95% critical values in bracketss.

3.1 推 定

APPENDIX B では連立方程式 Hendry モデルの一般的考察が考えられている。式(10)の推定手順は，既に1次の和分過程に従う事は示されているため，あとは以下の手順でおこなえば良い。

1. 4変数の長期的な関係は2つあることを確認する。
2. (H_t, N_t) は (Y_t, E'_t) の Granger の意味での原因とはならないことを示す。
3. まず長期的な関係，つまり共和分関係を推定する。
4. その残差，つまり共和分残差を式(10)に代入してＳＵＲ推定をする。

最初の長期的な関係が2つあることを確認するには Johansen〔15, 16〕の考えに基づき， Johansen and Juselius〔17〕で分布表が与えられているランクテストをおこなえばよい。ランクテストには最大固有値検定とトレース検定があり，表2よりいずれの検定をおこなってもランクは2，つまり，4変数のＶＡＲから長期的な関係は2つあることが示される[11]。

次に (H_t, N_t) は (Y_t, E'_t) の Granger の意味での原因とはならないことを示すのだが，Sims, Stock and Watson〔31〕によると定常変数に従来に使われていた Granger 因果性の検定[12] をそのまま使えばよいと主張している。この点に関して，注意が必要である。共和分関係が存在する2変数の場合には Sims, Stock and Watson の主張は正しいが，共和分関係が無い場合や3変数以上では必ずしもそうとは言えないことを Toda and Phillips〔33〕が示している。よって非定常変数の Granger 因果性を考えるときには定常変数の時の Granger 因果性の検定がそのまま使えるかどうか吟味が必要である。ここでは Toda and Phillips のいうところの条件[13] を満たしており，また4×4のラグ

11) ここで，VAR の次数を3にしている。いささか恣意的であるが，赤池情報量での次数は6を示し，ベイズ情報量は2を示し，Morimune and Mantani〔20〕でその間の次数をとればよいという条件は満たしている。そしてその中で，N と H それぞれの変数を除いた2つの Johansen 検定をおこなうが，そのときも次数3の時に，両方に共和分が存在することが示される。

12) この検定に2つあるのは周知であるが，ここでは Sims のやり方でなく Granger のやり方を考える。

13) 彼らの論文の表記を前提に条件を示すと rank $(A_3)=n_3$，十分な共和分が存在するときである。

表2：4変数の共和分検定

Johansen Maximum Likelihood Procedure (Non-trended case) 81 observations from 1990Q4. Maximum lag in VAR = 3. List of variables included in the cointegrating vector :

N H E Y　Intercept

Cointegration LR Test Based on Maximal Eigenvalue of the Stochastie Matrix

Null	Alternative	Statistic	95%	90%
r = 0	r = 1	48.3002	28.138	25.559
r <= 1	r = 2	27.8451	22.002	19.766
r <= 2	r = 3	9.4623	15.672	13.752
r <= 3	r = 4	1.638	9.243	7.525

Cointegration LR Test Based on Trace of the Stochastic Matrix

Null	Alternative	Statistic	95%	90%
r = 0	r >= 1	87.2456	53.116	49.648
r <= 1	r >= 2	38.9454	34.91	32.003
r <= 2	r >= 3	11.1003	19.964	17.852
r <= 3	r = 4	1.638	9.243	7.525

多項式行列の中での2×2部分がゼロかどうかを検定すればよいのであるから共和分関係のある2変数のケースと同じように考えられ，従来の Granger 因果性テスト[14]をおこなえばよい。その方法はワルド検定をおこなう[15]。ラグ3のVARで (H_t, N_t) は (Y_t, E'_t) の Granger の意味での原因ではないという帰無仮説のもとでのワルド統計量は15.435となる。仮説が正しいもとでの5％有意水準は21.026（自由度12のカイ2乗分布）であるから帰無仮説は棄却できない。

14) Toda and Phillips [34] はモンテカルロシュミレーションでレベルのVARモデルのケースでも統計値が漸近的にカイ2乗に従う場合の検出力はECMのケースでも大差がないことを示している。

15) Granger 因果性テストでTSPでVARコマンドを実行すると Granger 因果性のテストを自動的におこなってくれるがここでは使えないことに注意すべきである。TSPでは $(E'\leftarrow H, N, Y)$ と $(Y\leftarrow H, N, E')$ のテストをそれぞれおこなうだけでここでの $(Y, E'\leftarrow H, N)$ のテストはおこなえない。

次に共和分関係を推定しよう。残差に共分散や系列相関が存在するときOLSで超一致性（収束速度がT）でありながら2次のバイアスが存在するために，小標本で真の値との乖離の平均が0でないため，それを解決するためにPhillips〔27〕はDOLS (Dynamic OLS) を考えた[16]が，実際ここでもそれを使えばよい。表3はその推定結果である。(同時にOLSの結果も示す。) 2本の方程式に同様な階差項を取り付けるために，lag 1を採用した。つまり長期的関係として

$$\begin{cases} H_t = 100.58 + 0.146Y_t - 0.134E'_t \\ N_t = 92.61 + 0.401Y_t - 0.315E'_t \end{cases} \tag{11}$$

を採用する。これは理論的制約，Y, E に関する係数の正負は満たされていることは明らかであろう。また，leadの影響はほとんどいずれの場合もないことが示されており，これは (Y, E') が H や N に対してSimsの検定方法を考えればGrangerの意味で原因でないことを確認していることになる。ただ，どのようにlagやleadをとれば良いかについて明確な基準がなく，これについては今後の課題である。

共和分推定に関してJohansen〔17〕のやり方が存在する。式(10)はt時点での ΔY_t や $\Delta E'_t$ が存在したりして，Johansen推定の対象式とは若干の形が異なるが，Gonzalo〔7〕がモンテカルロシュミレーションによって，幾つかの共和分関係の推定法の中でJohansen推定を最も良い推定と結論づけていることもあり，参考までに示す。既に表2より，4変数の共和分関係が2つ存在することは示されており，

16) OLSの2次のバイアスを解決する方法として他にもPhillips and Hansen〔28〕が示したFully Modified Estimationなどが存在する。

表３：フィリプスの共和分推定
（それぞれ縦に並べてあるのは回帰式に含む従属変数を示す。）

H							
C	99.135	99.1706	99.8573	100.267	100.578	101.286	101.545
E	−0.25929	−0.23535	−0.159074	−0.17606	−0.13401	−0.12693	−0.11398
Y	0.309876	0.281467	0.181622	0.20095	0.146347	0.133112	0.124691
DE(−2)	0.186658	0.32388	0.233405	—	—	—	—
DE(−1)	0.324572	0.310491	0.238593	0.222073	0.186706	—	—
DE	0.302544	0.275784	0.190992	0.254433	0.200084	0.166735	—
DE(1)	(−.057353)	(−.076178)	—	(−.073738)	—	—	—
DE(2)	(−.011367)	—	—	—	—	—	—
DY(−2)	0.447175	0.41798	0.480084	—	—	—	—
DY(−1)	0.369487	0.421246	0.359785	0.634858	0.626647	—	—
DY	0.352694	0.304923	0.401258	0.350669	0.422701	0.779409	—
DY(1)	−0.07379	0.194027	—	−0.15665	—	—	—
DY(2)	0.340286	—	—	—	—	—	—

N							
C	91.4195	91.026	91.421	92.5501	92.6054	93.827	94.6366
E	−0.40644	−0.42905	−0.3744	−0.3369	−0.31537	−0.266	−0.23722
Y	0.518266	0.552838	0.483788	0.425708	0.40053	0.32766	0.282946
DE(−2)	0.657737	0.425356	0.370788	—	—	—	—
DE(−1)	0.444898	0.47302	0.427902	0.350982	0.338578	—	—
DE	0.375881	0.410476	0.348119	0.372699	0.345636	0.266947	—
DE(1)	(−.071204)	(−.003997)	—	(−.019039)	—	—	—
DE(2)	(−.029766)	—	—	—	—	—	—
DY(−2)	(−.52E-02)	(−.084396)	(−.051570)	—	—	—	—
DY(−1)	(−.109998)	(−.132054)	(−.159881)	(−.190512)	(−.183924)	(−.138659)	—
DY	(−.329757)	(−.220931)	(−.048968)	(−.163992)	(−.013955)	—	—
DY(1)	−0.025214	−0.32879	—	−0.28469	—	—	—
DY(2)	(−0.032579)	—	—	—	—	—	—

(・) means $|t| < 1.5$.

$$\begin{bmatrix} \Delta H_t \\ \Delta N_t \\ \Delta Y_t \\ \Delta E'_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} j_{11} & j_{12} \\ j_{21} & j_{22} \\ j_{31} & j_{32} \\ j_{41} & j_{42} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} & a_{14} & a_{15} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} & a_{24} & a_{25} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} H_{t-1} \\ N_{t-1} \\ Y_{t-1} \\ E'_{t-1} \\ 1 \end{bmatrix}$$

$$+ \begin{bmatrix} b_{11}(L) & b_{12}(L) & b_{13}(L) & b_{14}(L) \\ b_{21}(L) & b_{22}(L) & b_{23}(L) & b_{24}(L) \\ b_{31}(L) & b_{32}(L) & b_{33}(L) & b_{34}(L) \\ b_{41}(L) & b_{42}(L) & b_{43}(L) & b_{44}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta H_{t-1} \\ \Delta N_{t-1} \\ \Delta Y_{t-1} \\ \Delta E'_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{Ht} \\ u_{Nt} \\ u_{Yt} \\ u_{Et} \end{bmatrix} \quad (12)$$

という形になる。つぎに

$$j_{12}=j_{21}=j_{31}=j_{32}=j_{41}=j_{42}=a_{13}=a_{24}=b_{31}(L)=b_{32}(L)=b_{41}(I)=b_{42}(L)=0$$

という仮説を検定しなければならないが，その手だては非常に面倒でよくわからない。とくに $a_{12}=a_{21}=0$ の検定については a_{ij} の推定が固有ベクトルから求める関係もあって，パッケージでは存在しない。ただ，N と H の間には共和分関係があらゆる場合においても共和分関係がみられず，H, Y, E と N, Y, E の３変数ではそれぞれ１つの共和分関係があることが計算できる[17]。このときのそれぞれ２つの ECM は

$$\Delta H_t = -0.131(H_{t-1} - 98.00 - 0.107Y_{t-1} + 0.104E'_{t-1}) + A(L)(\Delta H_{t-1}, \Delta Y_{t-1}, \Delta E'_{t-1})'$$

$$\Delta N_t = -0.045(N_{t-1} - 70.14 - 1.85Y_{t-1} + 1.31E'_{t-1}) + B(L)(\Delta N_{t-1}, \Delta Y_{t-1}, \Delta E'_{t-1})' \quad (13)$$

と推定できる。ここで調整係数に関して N と H を比べると，N のほうが 0 に近く，$c_N > c_H$ を示すことになるであろう。Johansen の最尤法でも E' と Y の符号条件といった理論的制約を満たしていることは明らかであり，DOLS での推定結果とそれ程大差がないことが示される。

最後に，DOLS で推定した共和分関係から共和分関係から共和分残差を求めそれより，SUR 推定をおこなって係数推定をする。さてＳＵＲモデルは

17) 紙面の都合上掲載しなかったが必要な方には計算結果を提供します。

$$\begin{bmatrix} \Delta H_t \\ \Delta N_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} d_{11} & d_{12} \\ d_{21} & d_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} H_{t-1} - 100.6 - 0.146Y_{t-1} + 0.134E'_{t-1} \\ N_{t-1} - 92.6 - 0.401Y_{t-1} + 0.315E'_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta Y_t \\ \Delta E'_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{Ht} \\ e_{Nt} \end{bmatrix} \tag{14}$$

と

$$\begin{bmatrix} \Delta H_t \\ \Delta N_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \lambda_H & 0 \\ 0 & \lambda_N \end{bmatrix} \begin{bmatrix} H_{t-1} - 100.6 - 0.146Y_{t-1} + 0.134E'_{t-1} \\ N_{t-1} - 92.6 - 0.401Y_{t-1} + 0.315E'_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta Y_t \\ \Delta E'_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{Ht} \\ e_{Nt} \end{bmatrix} \tag{15}$$

の２つのモデルが考えられどちらを採用するかを考えよう。つまり，$d_{12}=d_{21}=0$ の仮説が棄却できるかどうか考えよう。制約ありを帰無仮説にしたワルド統計量は3.21となる。仮説が正しい時の５％有意水準は5.99（自由度２のカイ２乗分布）であるから，より後者のモデル，つまり経済理論から導出したモデルを採用する。結果は

$$\begin{aligned} \Delta H_t &= -0.201[H_{t-1} - 100.6 - 0.146Y_{t-1} + 0.134E'_{t-1}] \\ &\quad + 0.076\Delta Y_t + 0.410\Delta E'_t \\ \Delta N_t &= -0.051[N_{t-1} - 92.6 - 0.401Y_{t-1} + 0.315E'_{t-1}] \\ &\quad - 0.020\Delta Y_t + 0.157\Delta E'_t \end{aligned} \tag{16}$$

である。[·] は長期的な関係であり，[·] 内の乖離が調整係数を通じて調整される。さらに Δ の部分は短期的な影響と考えられる。そう考えた時気になる点は N_t の推定式で ΔY_t の係数が負になっている点である。ただ t 値が -0.885 でゼロ係数の仮説を棄却できなく，Y_t の増加には N_t ほとんど短期的に影響が無いとも解釈できよう。こうした短期的な効果に関しては推定式からのみの解釈で理論的意味付けから発生しているものでなく，これ以上深入りしない。次に N と H の調整係数の比較を考えよう。

3.2 区間推定

調整係数に関する推定値を挙げると

$$\begin{cases} \hat{\lambda}_H = -0.201 \\ \hat{\lambda}_N = -0.051 \end{cases} \tag{17}$$

であり，Johansen の最尤法で求めたときと同じく N のほうが 0 に近く，$c_N > c_H$ が示される。さて，連立方程式 Hendry モデルではこの $c_N > c_H$ がどこまで信頼できるか検定してみよう。

上の推定値は漸近的に正規分布に従う。したがって

$$\begin{bmatrix} \hat{\lambda}_H - \lambda_H \\ \hat{\lambda}_N - \lambda_N \end{bmatrix} \sim AN\left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma_H^2 & \sigma_{HN} \\ \sigma_{HN} & \sigma_N^2 \end{bmatrix} \right) \tag{18}$$

である。分散・共分散は,

$$\hat{\sigma}_H = 0.0388 \tag{19}$$

$$\hat{\sigma}_N = 0.0183 \tag{20}$$

$$\hat{\sigma}_{HN} = 0.00025 \tag{21}$$

という一致推定量を使う。

よって相関係数 $\rho = 0.0354$ に注意して，調整係数の区間推定をおこなうには

$$\begin{aligned} &[\,\hat{\lambda}_N - \bar{\lambda}_N,\ \hat{\lambda}_H - \bar{\lambda}_H\,] \begin{bmatrix} \sigma_H^2 & \sigma_{HN} \\ \sigma_{HN} & \sigma_N^2 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \hat{\lambda}_N - \lambda_N \\ \hat{\lambda}_H - \lambda_H \end{bmatrix} \\ &= \frac{1}{(1-\rho^2)} \left\{ \left(\frac{\hat{\lambda}_H - \lambda_H}{\sigma_H} \right)^2 - 2\rho \left(\frac{\hat{\lambda}_H - \lambda_H}{\sigma_H} \right) \left(\frac{\bar{\lambda}_N - \lambda_N}{\sigma_N} \right) + \left(\frac{\hat{\lambda}_N - \lambda_N}{\sigma_N} \right)^2 \right\} \end{aligned} \tag{22}$$

が自由度 2 の x^2 分布に従うことを利用すればよい。その95％点と99％点の軌跡は楕円になる[18]。そして，その楕円は 4 5 度線の一方にあることから，95％および99％の確率で両者が同じという仮説は棄却される。また符号が負であること示され，モデルの条件が満たされている。そして雇用時間と雇用人数は調整速度は違い，雇用人数を調整するほうが費用がかかることが確認された。

18) 紙面の都合上この図も省略。

IV 終わりに

以上の分析によって，労働需要を労働時間と雇用人数に分けて分析した従来の研究結果が，最近明らかになった非定常分析を導入しても同様の結果が得られることが確認された。

今後の課題は四つ考えられる。

1. ここでは日本の製造業のみの分析に限ったが，山本〔35〕がおこなったような男女比較，井出〔14〕がおこなったような産業比較，その他国際比較を時間と雇用に分けて分析することが考えられる。
2. 次に，ここで採用したモデルである。
   - 生産関数をCES型に置き，また資本やその他産出量に関係あるものに関して全て定数項に含めてしまった。この論文ではBernanke〔1〕やBrunello〔2〕のモデルを設定を無批判に長期的関係として導入し，そしてオイラー方程式を導きだして推定した。より説得的なモデル導入が必要であろう。
   - 調整費用関数に関しても，ここでは2次形式と仮定したが，これをPfann〔25〕が採用した（雇用の増加と減少が）非対称な調整費用関数や，Burgess and Dolado〔3〕が採用した状態に応じて変化する[19]調整費用関数を雇用人数×労働時間の労働投入量に関してでなく，それぞれ区別しておこなうことが考えられる。
3. また，異時点間の資源配分を考慮に入れたオイラー方程式から導出した経済理論モデルと計量経済学的なHendryモデルとの一見小さく見えるがなかなか埋まらない隔たりも重要である[20]。
4. 最後に推定問題がある。もし，変数が定常なら，Hansen〔10〕が提唱した

19) 具体的にはUnemployment-Vacancyの比率つまり労働市場の逼迫度に応じて変化する雇用調整関数を考える。

20) ただ，ここでの問題点をDolado, Galbraith and Banerjee〔5〕は操作変数法で解決を図ろうとし，シュミレーションをおこなったことを付記する。

GMM（一般化モーメント法）が非線形関係の係数をロバストに推定し極めて有用であるが，非定常の場合には良くわかっていない。Johansen の共和分関係を示し，GMM を推定している実証例[21] があるが，今後こうした手順が正しいかどうか早急に吟味しなければならないと考える。ただ線形の場合にはPhillips and Kitamura〔19〕が GMM でも確かに一致するが，FM-GMM を使えば 2 次のバイアスが除去できることを示している。彼らは他にも FM-IV や FM-GIVE を示し，これらは漸近的には等しいが，更にモンテカルロシュミレーションでの小標本分析では FM-GMM は FM-IV よりは高い検出力を示し，FM-GIVE より若干低い検出力を示している。

APPENDIX

A オイラー方程式から計量モデルへ

望ましい x^* は外数変数によって，決められるとする[22]。その関係はテーラー近似をすることによって，次の線形関係に表されると仮定[23]。

$$x^*_t = \beta z_t + v_t \tag{24}$$

調整費用を導入して，時点の情報集合による将来の合理的予測を加えた次の目的関数

$$E_t \min \sum_{i=0}^{\infty} \theta^i [(x_{t+i} - x^*_{t+i+1})^2 + \frac{1}{2} \chi (\Delta x_{t+i})^2] \tag{25}$$

を最小化するように x を決定するとすればその一階の条件は

$$x_t - x^*_t + \chi \Delta x_t - \chi \theta E_t (\Delta x_{t+1}) = 0 \tag{26}$$

$$E_t x_{t+1} - (1 + \frac{1}{\theta} + \frac{1}{\theta\chi}) x_t + \frac{1}{\theta} x_{t-1} = -\frac{1}{\theta\chi} x^*_t \tag{27}$$

21) 例えば，Pfann〔25〕などである。ただここで推定しているのは変数間のみが線形関係になっている GMM の特殊例であることに注意すべきである。

22) このモデルの立てかたは Kennan〔18〕による。

23) ここでは 1 変数を扱っているが，多変量の場合も同様な議論が出来る。

である。Gregory et al.〔8〕のモンテカルロシュミレーションによると，$E_t x_{t+1}$ を x_{t+1} に置き換えて上の式を推定するより，以下で説明するように $E_t x_{t+1}$ を t 時点までの利用可能な情報（外生変数のため過去のラグ変数）で表現し，ECM の形に変換して式を推定したほうがパフォーマンスがよいことが知られいる。ここでの実証問題ではシュミレーション結果の良好な後者のやり方を採用する。それを具体的に示そう。

これを整理すると

$$(1-\mu L)x_t=(1-\mu)(1-\mu\theta)\sum_{s=0}^{\infty}(\mu\theta)^s E_t\beta z_{t+s} \tag{28}$$

ここで，$0<\mu<1$ として $\mu\to1$ as $\chi\to\infty$ であり，$\mu\to0$ as $\chi\to0$ である[24]。

さて，$\sum_{s=0}^{\infty}(\mu\theta)^s E_t\beta z_{t+s}$ は Wiener=Kolmogorov の原則を用いて，過去のラグで構成されることを，定常変数の場合には Hansen and Sargent〔11〕が非定常変数（特に1次の和分過程）の場合は Hatanaka〔12〕が示している。具体的には，定常変数の時，

$$z_t=a(L)\epsilon_t \quad a(L)=\sum_{i=0}^{\infty}a_iL^i \quad a_0=1,\ a(1)<\infty \tag{29}$$

$$b(L)z_t=\epsilon_t \quad b(L)=\sum_{i=0}^{\infty}c_iL^i \quad b_0=1,\ b(1)<\infty \tag{30}$$

と書き表せるなら，$(a(L)^{-1}=b(L))$

$$\sum_{s=0}^{\infty}(\mu\theta)^s E_t\beta z_{t+s}=\frac{a(L)-\mu\theta a(\mu\theta)L^{-1}}{1-\mu\theta L^{-1}}\beta z_t+u_t$$

$$=\frac{1-\mu\theta b(\mu\theta)^{-1}b(L)L^{-1}}{1-\mu\theta L^{-1}}\beta z_t+u_t \tag{31}$$

となる。一方非定常変数の時，

$$\Delta z_t=c(L)\epsilon_t \quad c(L)=\sum_{i=0}^{\infty}c_iL^i \quad c_0=1,\ c(1)<\infty \tag{32}$$

という確率過程を考え，

24)　これは Sargent〔29〕の9章に詳しくかかれている。

$$d(L)=\mu\theta\frac{c(L)-1}{L}+(\mu\theta)^2\frac{c(L)-(1+c_1L)}{L^2}+\cdots \tag{33}$$

と定めると，

$$\sum_{s=0}^{\infty}(\mu\theta)^s E_t\beta z_{t+s}=\frac{\beta[c(L)^{-1}d(L)\Delta z_t+z_t]}{1-\mu\theta}+u_t=\frac{\beta[z_t+d(L)\epsilon_t]}{1-\mu\theta}+u_t \tag{34}$$

となる。

以上より，定常変数の時，

$$(1-\mu L)x_t=\frac{(1-\mu)(1-\mu\theta)(a(L)-\mu\theta a(\mu\theta)L^{-1})}{1-\mu\theta L^{-1}}\beta z_t$$
$$+(1-\mu)(1-\mu\theta)u_t \tag{35}$$

とかけ，非定常変数の時，

$$(1-\mu)^{-1}(1-\mu L)x_t=\beta z_t+\beta d(L)\epsilon_t+(1-\mu\theta)u_t \tag{36}$$

とかけることが示された。ここで，$0<\mu<1$ として $\mu\to 1$ as $\chi\to\infty$ であり，$\mu\to 0$ as $\chi\to 0$ である。

非定常変数の場合にはさらに，

$$\Delta x_t=(1-\mu)[x_{t-1}-\beta z_{t-1}]+(1-\mu)\beta\Delta z_t$$
$$+(1-\mu)(1-\mu\theta)[\beta d(L)\epsilon_t+u_t] \tag{37}$$

という形に書き換えられる。合理的期待より導出されたモデルは簡便化したHendry モデルに非常に酷似している。

Hendry モデルは

$$\Delta x_t=\delta(x_{t-1}-\beta z_{t-1})+a(L)\Delta x_t+b(L)\Delta z_t+\epsilon_t$$

という形で，知られており，計量経済学的なモデルである[25]。

だが，合理的期待より導出されたモデルは z_t は後ろの誤差項と相関があり，またここで示していないが $\Delta z_t=c(L)(k+\epsilon_t)$ のときは定数項の形式が多少違い，Hendry モデルとはいえない。

25) これについては Hendry〔13〕，特に 4，6，16章を参照。

これは計量経済学と経済理論との溝の一つである。こうした点に関してGregory et al.〔8〕が考察をおこなっているが，その結論は悲観的なものであった。私自身も含めこうした計量経済学と経済学の溝を埋めるように努力しなければならない。今後の課題であるがこの論文では各変数が非定常変数の場合にオイラー方程式はHendryモデルになるとして，

$$\Delta x_t=\lambda(x_{t-1}-\beta z_{t-1})+\gamma\Delta z_{t-1}+v_t \tag{38}$$

とする。ここで，$0<\mu<1$ として $\mu\rightarrow1$ as $\chi\rightarrow\infty$ であり，$\mu\rightarrow0$ as $\chi\rightarrow0$ である。

B　連立方程式Hendryモデルの推定方法

一本の方程式に関するHendryモデルの推定方法はHatanaka〔12〕に詳細にかかれている。そこには推定方法を１段階でおこなうのと，２段階に分けておこなうやり方が述べられている[26]。１段階のやり方を連立方程式モデルにあてはめるのは極めて困難であるが，２段階のやり方の場合には意外と簡単である。それを以下で説明する。次のモデルを考える。観測値の数はＴ個であり，ｔ番目の式は

$$\Delta y_t=D(y_{t-1}-Ax_{t-1})+B\Delta y_{t-1}+C\Delta x_t+\epsilon_t \tag{39}$$

と表せる。y_t はm×１ベクトル，x_t はn×１ベクトル，A, B, C はm×n行列で，D はm×m行列である[27]。ϵ_t はm×１ベクトルで，平均ゼロで，$\{x_t\}$ と $(y_{t-1}, y_{t-2}, \ldots)$ と相関がなくその共分散は

$$E(\epsilon_t\epsilon_t')=\Sigma$$

である。また，長期的関係として $y=Ax$ が考えられる。

・第１段階

(39)を書き換えると，

26)　ここで，説明されることは畠中道雄先生の御指導によるものである。先生に感謝をするとともに，この部分の優れた部分は畠中先生に帰し，誤った部分は私の間違いであることを述べておく。

27)　B, C に関してラグ多項式の入った場合も本質は変わらない。

$$(I-(I+D+B)L+BL^2)y_t=(C-(C+DA)L)x_t+\epsilon_t \tag{40}$$

となる。さて，$B_0^*=C-A$, $B_1^*=BA$, $B_j^*=0 j\geq 2$ として，$B^*(L)$ を定義すると，

$$C-(C+DA)L=(I-(I+D+B)L+BL^2)A+(I-L)B^*(L) \tag{41}$$

となるので，$(I-(I+D+B)L+BL^2)$ を逆行列を持つと仮定すると(39)は

$$\begin{aligned} y_t=&Ax_t+(I-(I+D+B)L+BL^2)^{-1}B^*(L)\Delta x_t \\ &+(I-(I+D+B)L+BL^2)^{-1}\epsilon_t \end{aligned} \tag{42}$$

となる。

A の第 i 行を A_i, $y_t'=(y_{1t}, \ldots, y_{mt})$ として，y_{it} を従属変数，$(x_t', \Delta x_t', \Delta_{t-1}', \ldots, \Delta x_{t-q}')'$ を独立変数として，OLS をおこない x_t の係数を $\hat{A}_i$ とする。$\hat{A}_i$ を集めて，$\hat{A}$ を作る。

もし，x_t にトレンドがあれば $T^{\frac{3}{2}}(\hat{A}-A)$ は Gaussian であり，この事は ϵ_t と Δx_t にかかわらず，成立する。もし，x_t の deterministic 部分に定数項があれば $T(\hat{A}-A)$ は Mixed Gaussian であり，この事は $(I-(I+D+B)L+BL^2)^{-1}\epsilon_t$ が Δx_t に対してグランジャーの意味で原因でなければ成立する。つまり y_t が x_t の Granger の意味での原因でなければ成立する。

・第2段階

$(\hat{A}-A)$ は x_t が上に挙げたいずれの場合にも $O_p(T^{-\frac{1}{2}})$ である。(39)より，

$$\Delta y_t=D(y_{t-1}-\hat{A}x_{t-1})+B\Delta y_{t-1}+C\Delta x_t+\epsilon_t+O_p(T^{-\frac{1}{2}}) \tag{43}$$

となる。$O_p(T^{-\frac{1}{2}})$ の部分を無視するとこれは外生変数が各方程式ごと同じの SUR モデルである。この時は各式ごとに OLS をおこなった係数でよく。その残差をもとに共分散行列を推定すればよい。

参考文献

〔1〕 BERNANKE, B. S. (1986), "Employment, Hours, and Earning in the Depression : An Analysis of Eight Manufacturing Industries", *American Economic Review*, 76, 82-84.

〔2〕 BRUNELLO, G. (1989), "The Employment Effects of Shorter Working Hours : An Application to Japanese Data", *Economica*, 56, 473-486.

〔3〕 BURGESS, S. and DOLADO, J. J. (1989), "Intertemporal Rules with Variable Speed of Adjustment : An Application to UK Manufacturing Employment", *Economic Journal*, 99, 347-365.

〔4〕 DICKEY, D. A. and W. A. FULLER (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of American Statical Association*, 74, 427-431.

〔5〕 DOLADO, J. J., GALBRAITH, J. W. and BANERJEE, A. (1991), "Estimating Intertemporal Quadratic Adjustment Cost Models with Integrated Series", *International Economic Review*, 32, 919-936.

〔6〕 ENGLE, R. F. and GRANGER, C. W. J. (1987), "Co-Integration and Error Correction : Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, 55, 251-276.

〔7〕 GONZALO, J. (1994), "Comparison of Five Alternative Methods of Estimating Long-Run Equilibrium Relationships", *Journal of Econometrics*, 60, 203-233.

〔8〕 GREGORY, A. W., Pagan, A. R. and SMITH, G. W. (1993), "Estimaing Linear Quadratic Models with Integrated Processes", *Models, Methods and Application of Econometrics* (ed. by Phillips, P. B. C.), Blackwell, 220-239.

〔9〕 HAMERMESH, D. S. (1993), *Labour Demand*, Princeton University Press.

〔10〕 HANSEN, L. P. (1982), "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimation", *Econometrica*, 50, 1029-1054.

〔11〕 HANSEN, L. P. and SARGENT, T. J. (1980), "Formulating and Estimating Dynamic Liner Rational Expectations Models", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2, 7-46.

〔12〕 HATANAKA, M. (1995), *Time Series Based Econometrics*, Oxford University Press.

〔13〕 HENDRY, A. H. (1993), *Econometrics : Alchemy or Science ?*, Blackwell.

〔14〕 井出多加子 (1993), "ECM による産業別雇用調整関数の計測", 日本経済研究, No. 24, 1-22.

〔15〕 JOHANSEN, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economics Dynamics and Control*, 50, 231-254.

〔16〕 JOHANSEN, S. (1991), "Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, 59, 1551-1580

〔17〕 JOHANSEN, S. and JUSELIUS, K. (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for

Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statics*, 52, 169-209.

〔18〕 KENNAN, J. (1979), "The Estimation of Partial Adjustment Models with Rational Expectations", *Econometrica*, 47, 231-254.

〔19〕 KITAMURA, Y. and PHILLIPS, P. C. (1993), "Efficient IV Estimation in Nonstationary regression: Overview and Simulation," *Yale University Discussion Papers*, mimeographed.

〔20〕 MORIMUNE, K. and MANTANI (1993), "Estimating the Rank of Co-integration after Estimating the Order of a Vector Autoregression", *KIER Discussion Paper* No. 398.

〔21〕 MORIMUNE, K. and MIYAZAKI, K. (1995) "ARIMA Approach to the Unit Root Analysis of Macro Economic Time Series," mineographed.

〔22〕 NADIRI, M. I. and ROSEN, S. (1969), "Interrelated Factor Demand Functions", *American Economic Review*, 59, 457-471.

〔23〕 NAKAMURA, S. (1993), "An Adjustment Cost Model of Long-Term Employment in Japan", *Journal of Applied Econometrics*, 8, 175-194.

〔24〕 NELSON, C. and PLOSSER, C. (1982), "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series", *Journal of Monetary Economics*, 10, 139-162.

〔25〕 NICKELL, S. J. (1986), "Dynamic Model of Labour Demand", in O. Ashenfelter and R. Layard (eds.), *Handbook of Labor Economics*, North-Holland.

〔26〕 PFANN, G. A. and PALM, F. C. (1993), "Asymmetric Adjustment Costs in Non-Linear Labour Demand Models for the Netherlands and U. K. Manufacturing Sector", *Review of Economic Studies*, 60, 397-417.

〔27〕 PHILLIPS, P. C. (1987), "Time Series Regression With a Unit Root", *Econometrica*, 55, 277-302.

〔28〕 PHILLIPS, P. C. (1991), "Optimal Inference in Cointegrated Systems", *Econometrica*, 59, 283-306.

〔29〕 PHILLIPS, P. C. and HANSEN B. E. (1990), "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes", *Review of Economic Studies*, 57, 99-125.

〔30〕 SARGENT, T. J. (1987), *Macroeconomic Theory* (2nd. Ed.), Academic Press.

〔31〕 SHAPRIO, M. D. (1986), "Dynamic Demand for Capital and Labor", *Quarterly Journal of Economics*, 101, 513-542.

〔32〕 SIMS, C. A., STOCK, J. H. and WATSON, M. W. (1990), "Inference In Linear Time Series Models with Some Unit Roots", *Econometrica*, 58, 113-144.

〔33〕 TACHIBANAKI, T. (1987), "Labour Market Flexibility in Japan In Comparison with Europe and The U. S.", *European Economic Review*, 31, 647-684.

〔34〕 TODA, H. and P. C. B. PHILLIPS (1993) "Vector Autoregression and Causality", *Econometrica*, 61, 1367-1393.

〔35〕 TODA, H. and P. C. B. PHILLIPS (1994) "Vector Autoregression and Causality : A Theorical Overview and Simulation Result", *Econometric Reviews*, 13, 259-285.

〔36〕 山本拓 (1982), 「人員・労働時間タームでの雇用調整の実証分析」, 三田学会雑誌, 75巻, 65-91.