

都賣物價變動모델에 관한 計量的 研究

—Quarterly Data 에 의한 變動모델 分析—

金 正 年

<目 次>	
I. 序 說	III. 結 論
II. 變動要因別에 의한 個別모델의 計測・檢討	1. 分析結果의 要約
1. 中分類에 의한 都賣物價變動모델	2. 物價政策의 基本方向에 관하여
2. 細分類에 의한 都賣物價變動모델	3. 物價政策의 效果테스트에 관하여
	<附 表>

I. 序 說

本稿는 1960~70의 四半期別資料에 의한 우리나라 都賣物價變動(中・細分類의 品目別) 要因의 모델 分析이다.

都賣物價의 變動모델分析의 理論的 根據는 變動要因의 側面에서 찾아볼 수 있다. 일반적으로 都賣物價의 變動要因은 첫째 短期的으로는 需要와 供給간의 不均衡에서 초래되며 또한 이와 반대로 物價變動 그 자체가 需給關係를 조정하여 需給의 不均衡狀態를 解消시키는 역할도 가지고 있다. 둘째 이 需給關係의 不均衡은 長期的으로 거의 상쇄될 것이다. 趨勢的인 價格變動을 설명하는 要因은 需要와 供給關係 이외의 다른 要因 즉 코스트要因에서 규명되어야 할 것이다.⁽¹⁾ 셋째 코스트要因 이외에도 生産集中度의 영향, 價格形成의 메카니즘의 硬直化와 같은 制度的인 要因 등을 들 수 있다.

그러나 이러한 制度的인 要因을 실제의 物價變動의 豫測과정에서는 도입할 수 없다. 都賣物價變動의 主要指標로서는 工業生産指數, 輸入物價指數, 在庫率指數, 勞動時間數, 稼働率指數, 消費者物價指數 등을 들 수 있다.

한편 短期的인 需要와 供給關係를 규정하는 要因은 주로 工業生産指數, 輸入物價指數, 在庫率指數, 勞動時間數 등으로 생각할 수 있다. 만일 이들의 指數가 需要>供給의 현상

(1) M. Bronfenbrenner and F.D. Holzman, "Survey of Inflation Theory," *The American Economic Review*, Sept. 1963, pp.593-603.

으로 나타나면 일반적으로 都賣物價의 上昇傾向이 나타난다. 이의 반대 현상의 경우에는 低下傾向이 나타날 것이다. 또한 輸入物價는 國內物價와 國際價格간의 要因으로서 '國際市場의 條件에 커다란 영향을 받을 것이며 이들의 각 要因과 都賣物價간에는 time-lag 를 갖고서 變動할 것이다.

長期的인 物價變動要因은 코스트의 側面에서 규명되어야 할 것이다. 價格을 費用項目에서 본다면 賃金코스트, 原材料코스트, 金融코스트, 減價償却코스트, 單位間接稅, 單位利潤 등으로 나누어 볼 수 있다. 이 중에서도 賃金코스트와 原材料코스트 및 金融코스트는 物價變動의 중요한 說明變數이며 특히 賃金코스트는 賃金率과 勞動生産性에 의해 결정되므로 이것은 勞動生産性的 문제에서 중요한 역할을 한다.

本稿에서 취급한 각종의 物價變動모델의 研究는 統計系列의 불비로 인하여 위에서 열거한 主要變動要因 등을 충분히 고려하지 못하였다. 그러므로 이러한 점에서는 本稿의 計測結果는 都賣物價變動의 確定的인 모델이라고 말할 수 없다는 것을 밝혀두어야 할 것 같다.

II. 變動要因別에 의한 個別모델의 計測・檢討

1. 中分類에 의한 都賣物價變動모델

1) 全國都賣物價모델(P_m^w ; 總指數)

모델(1-1)과 (1-2)는 四半期別資料에 의한 全國都賣物價(總指數)의 變動의 推定式이며, 우선 産業生産總指數(I^a)와 輸入商品都賣物價(I_m^a)에 의하여 都賣物價가 變動하는 가를 보고져 한 것이다. 물론 이 경우에는 I_m^a 보다도 輸入物價指數가 타당할 것이다.

우리나라의 경우를 보면 長期的으로 産業生産指數의 變動率이 上昇함에 따라 都賣物價의 變動率은 下落하는 傾向을 가지고 있다. 이 두 모델의 推定結果는 産業生産指數의 係數 0.18에 비하여 輸入商品都賣物價의 係數 (0.4~0.5)가 높게 나타난다. 일반적으로 우리나라의 産業生産指數의 長期的인 變動率이 上昇함에 따라 都賣物價의 變動率은 低下하는 傾向을 가진다. 또한 變動換率에 의한 輸入商品都賣物價는 크게 등귀한다는 사실을 뒷받침해 주고 있다.

그러므로 (1-2) 및 (1-2) 모델의 推定結果에서 輸入商品의 都賣物價變動이 一般都賣物價變動에 커다란 영향을 미친다는 理論的인 근거를 얻을 수 있다. 따라서 이들의 각 파라메터의 信賴度는 높으며 推定の 標準誤差도 극히 낮다. 또한 有意水準 5%의 D.W. Ratio

테스트에 의하면 系列相關이 거의 없는 것으로 판단 된다.⁽²⁾

推定式 (1-3) 및 (1-4)는 全國都賣物價變動에 國內要因으로서의 産業生産指數(I^s)와 農産物의 販賣價格이 都賣物價變動에 미치는 영향이 크다는 假定 아래서 農家販賣價格(P_a^s ; 總指數)을 도입한 모델이다. 즉 (1-1) 및 (1-2)와 (1-3) 및 (1-4)의 推定結果를 비교하면 (1-3) 및 (1-4) 모델의 農家販賣價格變數가 도입될 경우에는 産業生産係數는 극히 낮게 推定된다. 이 사실은 都賣物價變動의 豫測에 있어서는 産業生産指數보다도 農家販賣價格의 變動이 더욱 중요한 要因이라고 볼 수 있을 것이다.

(1-3) 모델과 time-lag 모델(1-4)를 비교하면 (1-3) 모델의 推定誤差는 낮게 나타난다. (1-3)의 豫測結果는 初期의 豫測値가 다소 過大推定된 경향을 가지고 있으며 D.W. Ratio의 테스트에서 系列相關이 존재하고 있다.

全國都賣物價指數(四半期別資料: 9個月・季節變動調整値, 1965=100)

中 分 類 指 數	細 分 類 指 數
P_a^w ; 全國都賣物價指數(綜合)	P_a^s ; 農産食用品(平均)
P_f^w ; 全國都賣物價指數(食料品)	P_r^s ; " (米穀)
P_b^w ; " " (飲料・연초)	P_b^s ; " (麥類)
P_w^w ; " " (木材)	P_o^s ; " (감자類)
P_p^w ; " " (紙類)	P_d^s ; 水産食用品(平均)
P_c^w ; " " (化學製品)	P_h^s ; 其他食用品(平均)
P_m^w ; " " (金屬 및 同製品)	P_y^s ; 섬유製品(織絲)
P_g^w ; " " (機械 및 同製品)	P_w^s ; 木材(製材)
P_g^w ; " " (곡물 이외의 商品)	P_i^s ; 生 고무・고무製品(타이어・류우브)
P_d^w ; " " (生産財平均)	P_m^s ; 金屬・同製品(鐵鋼製品)
P_r^w ; " " (原材料)	P_e^s ; " (金屬製品)
P_i^w ; " " (建築資材)	P_u^s ; 燃料・電力(石炭類)
P_u^w ; " " (消費財)	P_i^s ; " (石油類)
	P_e^s ; " (電力)

說明變數(四半期別資料: 9個月・季節變動調整値, 1965=100)

C^s ; 全國消費者物價指數(綜合)	W_i^s ; 賃金指數(化學製品)
F^s ; 外換率指數	W_m^s ; " (金屬製品)
M^s ; 通貨量指數	W_e^s ; " (機械)
E^s ; 輸入單價指數	I^s ; 産業生産指數(總指數)

(2) 각 推定式의 parameter 아래의 괄호내의 數値는 T-value 이며 R =重相關係數, $\bar{R}$ =決定係數, Se =推定의 標準誤差, D.W.=Durbin-Watson Ratio 이다.

* 0.5~0.2%	有意水準	** 0.1	有意水準
*** 0.05	有意水準	**** 0.02	有意水準
**** 0.01	有意水準		

I_m^a 輸入商品都賣物價指數(總指數)

I_m^e ; " " (金屬・同製品)

I_m^m ; " " (機械・同部分品)

I_m^p ; " " (紙類)

I_m^s ; " " (섬유)

I_m^c ; " " (化學製品平均)

F_a^p ; 農家販賣價格指數(總指數)

W_i^a ; 賃金指數(製造業總指數)

W_i^f ; " (食料品)

W_i^p ; " (飲料品)

W_i^t ; " (섬유)

W_i^o ; " (製材・木材品)

W_i^p ; " (紙類・同製品)

I_m ; 産業生産指數(製造業)

I^f ; " (食料品)

I^p ; " (飲料品)

I^e ; " (섬유)

I^w ; " (製材・木材)

I^p ; " (紙類・同製品)

I^r ; " (고무)

I^c ; " (化學製品)

I_m^e ; " (金屬製品)

I_m^a ; " (機械製品)

<표 1-1-1>

P_a^w 의變動모형計測結果

	(1) Dependent Variable P_a^w	(2) Constant Term	(3) Independent Variables			(4) Coefficient of Multiple Correlation R	(5) Adjust. Correlation Coefficient $\bar{R}$	(6) Standard Error S	(7) D.W. Ratio D.W.
			I^a	I_m^a	F_a^p				
1-1	$\begin{matrix} (t) \\ 66.I \sim \\ 70.IV. \end{matrix}$	39.0522	$\begin{matrix} (t) \\ 0.1803 \\ (25.6878) \\ ***** \end{matrix}$	$\begin{matrix} (t) \\ 0.4752 \\ (5.5304) \\ ***** \end{matrix}$		0.9974	0.9971	1.0283	2.3333
1-2	$\begin{matrix} (t) \\ " \end{matrix}$	32.7275	$\begin{matrix} (t-1) \\ 0.1846 \\ (23.7601) \\ ***** \end{matrix}$	$\begin{matrix} (t-1) \\ 0.5483 \\ (5.3390) \\ ***** \end{matrix}$		0.9968	0.9964	1.1394	2.1767
1-3	$\begin{matrix} (t) \\ " \end{matrix}$	68.8992	$\begin{matrix} (t) \\ 0.0592 \\ (2.4136) \\ *** \end{matrix}$		$\begin{matrix} (t) \\ 0.3112 \\ (6.3302) \\ ***** \end{matrix}$	0.9978	0.9976	0.9389	1.2618
1-4	$\begin{matrix} (t) \\ " \end{matrix}$	65.4479	$\begin{matrix} (t-1) \\ 0.0363 \\ (1.0413) \\ * \end{matrix}$		$\begin{matrix} (t-1) \\ 0.3833 \\ (6.2828) \\ ***** \end{matrix}$	0.9968	0.9964	1.1469	1.0588

<표 1-1-2>

P_a^w 의變動모형計測結果(계속)

	(1) Dependent Variable P_a^w	(2) Constant Term	(3) Independent Variables						(4) Coefficient of Multiple Correlation R	(5) Adjust. Correlation Coefficient $\bar{R}$	(6) Standard Error S	(7) D.W. Ratio D.W.
			I^a	I_m^a	F_a^p	E^s	W_i^a	F^x				
1-5	$\begin{matrix} (t) \\ 66.I \sim \\ 70.IV. \end{matrix}$	$\begin{matrix} (t) \\ 55. \\ 3494 \end{matrix}$	$\begin{matrix} (t) \\ 0.0969 \\ (2.7021) \\ ***** \end{matrix}$	$\begin{matrix} (t) \\ 0.1974 \\ (1.4070) \\ * \end{matrix}$	$\begin{matrix} (t) \\ 0.2073 \\ (2.3588) \\ *** \end{matrix}$				0.9981	0.9977	0.9130	1.6310
1-6	$\begin{matrix} (t) \\ " \end{matrix}$	$\begin{matrix} (t) \\ 45. \\ 1506 \end{matrix}$	$\begin{matrix} (t-1) \\ 0.1005 \\ (2.1210) \\ *** \end{matrix}$	$\begin{matrix} (t-1) \\ 0.3079 \\ (1.8657) \\ ** \end{matrix}$	$\begin{matrix} (t-1) \\ 0.2080 \\ (1.7959) \\ ** \end{matrix}$				0.9973	0.9969	1.0714	1.4837

1-7	$\begin{matrix} (t) \\ 66.1 \sim \\ 70.1.V. \end{matrix}$	$\begin{matrix} (t) \\ 60. \\ 5916 \end{matrix}$	$\begin{matrix} (t) \\ 0.2161 \\ (38.3495) \\ **** \end{matrix}$	$\begin{matrix} (t) \\ 0.2293 \\ (1.1942) \\ * \end{matrix}$	$\begin{matrix} (t) \\ -0. \\ 0001 \\ (0.7781) \\ * \end{matrix}$	0.9947	0.9937	1.5180	1.6799
1-8	"	$\begin{matrix} (t) \\ 36. \\ 5902 \end{matrix}$	$\begin{matrix} (t) \\ 0.1813 \\ (14.6312) \\ **** \end{matrix}$	$\begin{matrix} (t) \\ 0.1123 \\ (0.8127) \\ * \end{matrix}$	$\begin{matrix} (t) \\ 0.3935 \\ (2.9723) \\ **** \end{matrix}$	0.9964	0.9958	1.2413	1.8916

〈丑 1-1-3〉

P_a^w 의變動모델計測結果(계속)

	(1)	(2)	(3)				(4)	(5)	(6)	(7)
	Dependent Variable P_a^w	Constant Term	Independent Variables				Coefficient of Multiple Correlation R	Adjust. Correlation Coefficient $\bar{R}$	Standard Error S	D.W. Ratio $D.W.$
			I^s	E^s	C^s	M^s				
1-9	66.1. $\sim$ 70. IV.	42.1344	$\begin{pmatrix} t \\ (4.6912) \\ \text{****} \end{pmatrix}$	$\begin{pmatrix} t \\ (0.7987) \\ * \end{pmatrix}$	$\begin{pmatrix} t \\ (4.9765) \\ \text{****} \end{pmatrix}$	$\begin{pmatrix} t \\ (1.6604) \\ * \end{pmatrix}$	0.9991	0.9989	0.6354	1.6200
1-10	"	40.3631	$\begin{pmatrix} t-1 \\ (4.1518) \\ \text{****} \end{pmatrix}$	$\begin{pmatrix} t-1 \\ (0.7589) \\ * \end{pmatrix}$	$\begin{pmatrix} t-1 \\ (6.7331) \\ \text{****} \end{pmatrix}$	$\begin{pmatrix} t-1 \\ (1.7463) \\ * \end{pmatrix}$	0.9992	0.9989	0.6129	1.5529

주 : *t*-value in parentheses.

* Significant at the 0.2~0.5% level.

**** Significant at the 0.02% level.

** Significant at the 0.1% level.

***** Significant at the 0.01% level.

*** Significant at the 0.05% level.

모델 (1-5) 및 (1-6)은 (1-3) 및 (1-4)에 輸入物價指數의 不備로 인하여 輸入商品都賣物價指數(I_m^e)를 도입한 推定式이다. 이 結果에서는 (1-3) 및 (1-4)모델에 비하여 殘差(residual)가 적으며 農家販賣價格變數와 輸入商品都賣物價指數의 彈力性이 크며 (1-5) 모델이 (1-6) 모델에 비하여 다소 좋은 結果를 나타낸다.

한편 (1-7) 모델은 生産性的 指標로서의 産業生産指數(I^e)와 수입품의 單位當價格變動의 輸入單價指數(E^*), 製造工業의 賃金指數(W_i^e)의變動이 都賣物價變動에 미치는 과정을 파악하려는 推定式이다. 이 모델의 테스트에서 보면 賃金指數의 壓力은 거의 나타나지 않으며 나머지 2개의 變數가 거의 같은 彈力性을 가지고 있다.⁽³⁾ 또한 推定値는 實績値에

(3) time-series(1960~69)에 의한 우리나라의 消費者物價變動모델의 計測結果에서도 賃金코스트의 壓力은 거의 나타나지 않았다. 다만 이 賃金코스트要因은 1969年 이전에 있어서는 物價上昇壓力의 潜在的인 要因으로서 충분히 고려할 수 있었다.

$$P_{sc_i} = 1.8885 + 0.2281C_i + 0.5792Pm_i + 0.1183Wc_i$$

60~69 (9.5601) (12.3799) (2.1296)

$$R=0.9996, \quad \bar{R}=0.9995, \quad Se=1.1687, \quad D.W.=2.0195$$

P_{sc} ; 서울消費者物價指數(總指數; 1965=100)

C; 1人當消費支出(1965=100)

P_m ; 곡물 이외의 都賣物價指數

W_c : 賃金コスト

** 0.10% 有意水準

**** 0.10% 有意水準

비하여 높게 나타나므로 이의 推定誤差(1.5%)도 높게 나타난다.

모델 (1-8)은 都賣物價變動의 現實을 나타내는 外換率指數(I^x)와 輸入單價指數(E^s), 그리고 産業生産指數(I^p)에 관련시킨 推定式이다. 이 경우는 앞의 다른 모델과 비교하면 都賣物價는 外換率의 등귀에 보다 積極인 變動을 가져온다는 사실이 나타난다. 그러므로 어느 國內要因보다도 外換率變動이 物價上昇에 커다란 영향을 미친다는 사실을 어느 정도 증명해 주는 것 같다.

한편 (1-9) 및 (1-10) 식은 說明變數를 증가시켜서 産業生産指數(I^p), 輸入單價指數(E^s), 全國消費者物價指數(C^p ; 總指數) 및 通貨量指數(M^s) 등에 의하여 變動하리라는 假定 아래서 推定한 都賣物價의 變動모델이다. 물론 消費者物價變動과 通貨供給量과는 밀접한 관계는 있으나 이 모델의 推定結果에서는 消費者物價指數의 彈力性이 가장 높게 나타난다. 또한 이 모델에서는 通貨量指數(M^s)의 彈力性이 負值條件을 갖는 것이 하나의 特色이다.⁽⁴⁾ 이 (1-9) 및 (1-10) 모델의 推定誤差는 매우 낮으나 推定値에서는 計測期間의 후기에 이르러 다소 높게 推定되며 이 경향은 모델 (1-10)이 (1-9)에 비하여 더욱 크게 나타난다.

이상의 都賣物價의 變動모델의 推定結果에서 確定的인 變動모델의 選定은 어려우나 대체적으로 (1-1) 및 (1-2), (1-5), (1-7)과 (1-8)의 推定모델이 어느 정도 現實의 說明力을 가진 變動類型이라고 할 수 있다.

2) 食料品都賣物價모델(P_f^w)

모델 (2-1) 및 (2-2)은 食料品都賣物價(P_f^w)變動의 推定모델이다. 이 모델은 食料品 그 자체의 生産指數(I^p)와 輸入商品의 都賣物價(I_m^a ; 總指數)의 要因에 의하여 규정된다는 매우 단조로운 假定이다. 이 모델의 推定結果는 食料品の 生産指數(I^p)에 비하여 I_m^a 係數의 彈力性이 매우 높게 推定된다.

이러한 현상은 全國都賣物價變動의 推定에서도 거의 동일한 傾向을 나타냈으며 결국 輸入商品의 都賣物價가 食料品都賣物價의 變動에 대하여 積極인 영향을 미치고 있다고 볼 수 있다. 그러나 이들의 計測結果의 推定誤差(6%)가 높으며 (2-1) 및 (2-2) 모델

이 期間의 結果에서 보던 賃金코스트는 消費者物價의 變動에 대하여 적극적인 영향을 미치지 않았다는 것이며 이 관점에서 보면 적어도 賃金코스트의 壓力에 의하여 消費者物價가 크게 등귀한 것이라는 주장은 할 수 없을 것 같다.

拙稿, 「消費者物價變動의 計量的 分析」, 서울大經營大學院, 『紀念論文集』, 1971, pp.91~92, Table I, 참조.

(4) time-series (1965~69)자료에 의한 消費者物價變動모델의 計測結果에서도 通貨供給量의 彈力性은 거의 負值條件으로 推定된다. 拙稿, 『前揭論文』, 1971, pp.96-99, Table II, 참조.

〈표 1-2-1〉 $P_{f''}$ 의變動모델의計測結果

(1) Dependent Variable $P_{f''}$	(2) Constant Term	(3) Independent Variables					(4) Coefficient of Multiple Correlation $\bar{R}$	(5) Adjust. Cor- relation Co- efficient $\bar{R}$	(6) Standard Error S	(7) D.W. Ratio $D.W.$
		I'	I_m^a	C^p	M^s	E^s				
(t) 2-166.I.~70.IV.	-102.5960	(t) 0.1763 (5.1053) *****	(t) 1.8699 (3.8534) *****				0.9670	0.9631	6.0062	1.3512
(t) 2-266.I.~70.IV.	-112.4041	$(t-1)$ 0.1940 (5.4740) *****	$(t-1)$ 1.9651 (3.7325) *****				0.9648	0.9606	6.2004	1.3080
(t) 2-366.I.~70.IV.	20.9500	(t) -0.0105 (0.7551) *	(t) -0.2064 (1.2643) *	(t) 0.9701 (17.4471) *****			0.9983	0.9980	1.3834	0.9086
(t) 2-466.I.~70.IV.	107.3856	(t) 0.0254 (1.0669) *		(t) 0.1453 (1.9221) *	(t) -0.2258 (0.8647) *		0.9941	0.9930	2.6217	1.0042

〈표 1-2-2〉 $P_{f''}$ 의變動모델의計測結果(계속)

(1) Dependent Variable $P_{f''}$	(2) Constant Term	(3) Independent Variables					(4) Coefficient of Adjust. Multiple Cor- relation R	(5) Cor- relation Co- efficient $\bar{R}$	(6) Standard Error S	(7) D.W. Ratio $D.W.$
		I'	M^s	E^s	F^*	C^p				
(t) 2-566.I.~70.IV.	113.2100	$(t-1)$ 0.0372 (1.4801) *	$(t-1)$ 0.1500 (12.1390) *****	$(t-1)$ -0.2855 (0.8047) *			0.9940	0.9928	2.6592	0.8860
(t) 2-666.I.~70.IV.	-91.2618	(t) 0.1183 (3.1600) *****		(t) -0.5216 (0.9698) *	(t) 2.3649 (5.1506) *****		0.9781	0.9740	5.0554	1.2754
(t) 2-766.I.~70.IV.	-36.8420	(t) -0.0115 (0.8582) *	(t) -0.0585 (1.9023) **	(t) 0.1180 (0.8242) *		(t) 1.2671 (6.7675) *****	0.9985	0.9981	1.3449	0.9710

의 推定値는 實績値에 비하여 높게 나타나는 것이 이 모델의 缺陷이라고 볼 수 있다.

모델 (2-3)은 (2-1) 및 (2-2)에 消費者物價를 추가도입시킨 推定式이다. 이 모델은 (2-1) 및 (2-2)와 비교하면 推定誤差(1%), 相關係數(0.99)로서 實績値와 推定値간의 殘差도 매우 적게 나타난다. 그러나 이 (2-3) 모델의 推定結果에서 D.W. Ratio테스트를 보면 系列相關이 존재하며 또한 I_m^a 變數의 符號條件에서 許容되지 않을 것 같다.

모델 (2-4) 및 (2-5)은 P_f^w (食料品の 都賣物價)의 變動要因을 I^s (食料品の 生産指數)와 M^s (通貨量) 및 E^s (輸入單價指數)으로 假定한 推定式이다. 이 두 推定式의 計測結果는 각 파라메터의 T-Value의 信賴度는 낮으나 推定誤差(2.6%)는 만족스럽다. 그러나 이 모델에서도 E^s 의 負值條件은 妥當性이 없을 뿐 아니라 역시 系列相關이 문제될 것 같다.

끝으로 모델 (2-6)은 (2-4) 및 (2-5)의 通貨量變數 대신에 外換率指數(F^x)를 도입한 推定式이다. 이의 計測結果는 T-Value는 만족스러우나 推定の 標準誤差(5%)가 높은 편이다. 그러므로 P_f^w 의 變動모델은 (2-1) 및 (2-7)의 推定式이 가장 現實的인 것 같다.

3) 飲料品—都賣物價 모델 (P_b^w)

모델 (3-1) 및 (3-2)는 P_b^w 의 變動이 飲料品生産指數(I^b)와 飲料業賃金指數(W_i^b), 消費者物價指數(C^b) 등의 變數에 의존시킨 모델이다. 이 推定모델의 세가지 說明變數의 각 파라메터는 理論的으로 妥當性을 지니고 있다. 그러나 이들의 推定誤差는 다소 높게 나타나며 殘差에서도 過大推定の 傾向이 있다. 또한 D.W. Ratio의 確率變數가 낮으므로

〈표 1-3-1〉 P_b^w 의 變動모델의 計測結果

	(1) Dependent Variable P_b^w	(2) Constant Term	(3) Independent Variables					(4) Coefficient of Multiple Correlation R	(5) Adjust. Correlation Coefficient $\bar{R}$	(6) Standard Error S	(7) D.W. Ratio
			I^b	W_i^b	C^b	M^s	E^s				
3-1	$\begin{matrix} (t) \\ 66.I. \sim \\ 70.IV. \end{matrix}$	18.8924	$\begin{matrix} (t) \\ -0.2716 \\ (1.6925) \\ * \end{matrix}$	$\begin{matrix} (t) \\ 0.0009 \\ (2.5278) \\ *** \end{matrix}$	$\begin{matrix} (t) \\ 1.0693 \\ (3.3017) \\ ***** \end{matrix}$			0.9401	0.9284	5.5551	0.6408
3-2	$\begin{matrix} (t) \\ 66.I. \sim \\ 70.IV. \end{matrix}$	24.5936	$\begin{matrix} (t-1) \\ -0.2489 \\ (1.3881) \\ * \end{matrix}$	$\begin{matrix} (t-1) \\ 0.0006 \\ (1.2608) \\ * \end{matrix}$	$\begin{matrix} (t-1) \\ 1.0284 \\ (2.8333) \\ ***** \end{matrix}$			0.9237	0.9087	6.2412	0.3645
3-3	$\begin{matrix} (t) \\ 66.I. \sim \\ 70.IV. \end{matrix}$	305.5244	$\begin{matrix} (t) \\ -0.2332 \\ (1.3193) \\ * \end{matrix}$			$\begin{matrix} (t) \\ 0.1728 \\ (2.7801) \\ ***** \end{matrix}$	$\begin{matrix} (t) \\ -1.9065 \\ (2.9482) \\ ***** \end{matrix}$	0.9927	0.9075	6.2812	0.8161
3-4	$\begin{matrix} (t) \\ 66.I. \sim \\ 70.IV. \end{matrix}$	323.6251	$\begin{matrix} (t) \\ -0.2188 \\ (1.1466) \\ * \end{matrix}$			$\begin{matrix} (t) \\ 0.1647 \\ (2.5020) \\ *** \end{matrix}$	$\begin{matrix} (t) \\ -2.0777 \\ (2.2905) \\ *** \end{matrix}$	0.9138	0.8968	6.6171	0.7724

〈표 1-4-1〉 P_{1^w} 의變動모델의計測結果

(1) Dependent Variable P_{1^w}	(2) Constant Term	(3) Independent Variables				(4) Coefficient of Adjust. Multiple Correlation R	(5) Coefficient of Adjust. Cor- relation R efficient $\bar{R}$	(6) Standard Error S	(7) D.W. Ratio $D.W.$
		I^w	I_m^a	W_i^o	C^b				
4-1 66. I.~70. IV. (t)	-34.5389	(t) 0.0029 (1.0016) *****	(t) 1.4179 (16.8800) *****			0.9816	0.9794	1.4054	0.6615
4-2 66. I.~70. IV. (t)	-21.1036	($t-1$) 0.0027 (0.8484) *****	($t-1$) 1.2796 (16.3180) *****			0.9788	0.9762	1.5074	0.5724
4-3 66. I.~70. IV. (t)	75.4919	(t) -0.0211 (3.7020) *****	(t) -0.0002 (2.3346) ***			0.9801	0.9764	1.5026	1.2191
4-4 66. I.~70. IV. (t)	3.0638	($t-1$) -0.0109 (0.9904) *****	($t-1$) 0.8906 (2.1556) ***			0.9833	0.9802	1.3775	0.8122

〈표 1-4-2〉 P_{1^w} 의變動모델의計測結果

(1) Dependent Variable P_{1^w}	(2) Constant Term	(3) Independent Variables							(4) Coefficient of Adjust. Multiple Correlation R	(5) Coefficient of Adjust. Cor- relation R efficient $\bar{R}$	(6) Standard Error S	(7) D.W. Ratio $D.W.$
		I^w	M^s	E^s	W_i^o	C^b	I_m^a	F^z				
4-5 66. I.~70. IV. (t)	82.5225	(t) -0.0211 (4.9443) *****	(t) 0.0616 (17.4302) *****	(t) 0.2250 (1.6213) *					0.9868	0.9843	1.2274	1.9425
4-6 66. I.~70. IV. (t)	60.3837	(t) -0.0201 (3.3816) *****	(t) 0.1513 (0.7528) *	(t) -0.0001 (1.5447) *	(t) 0.3473 (12.8158) *				0.9802	0.9757	1.5234	1.3314
4-7 66. I.~70. IV. (t)	-31.5390	($t-1$) 0.0093 (2.7450) *****	($t-1$) 0.2173 (1.3266) *	($t-1$) -0.0001 (1.6696) *	(t) 1.1705 (15.8871) *****				0.9872	0.9838	1.2472	1.3196
4-8 66. I.~70. IV. (t)	6.4101	(t) -0.0134 (1.5068) *	(t) 0.2934 (1.7027) *	(t) 0.1946 (1.6636) *				(t) 0.5431 (1.4417) *	0.9805	0.9753	1.5370	1.2195

5% 水準에서 보면 系列相關이 있다는 것을 알 수 있다.

모델 (3-3) 및 (3-4)는 I^b (飲料品生産指數)와 M^s (通貨量) 및 E^s (輸入單價指數)의 說明變數에 의존한다는 假定에서 본 推定式이다. 이 모델의 推定結果에서도 確率變數인 D.W. Ratio 가 낮다는 사실에서 系列相關이 있을 것으로 판정되며 또한 E^s 係數의 負值條件에서도 받아 들이기 어렵다.

이와 같이 P_e^w (飲料品都賣物價)의 變動모델은 制限된 資料에서 說明變數를 選擇하였으나 (3-1) 및 (3-2)의 推定式이 보다 現實的인 類型에 접근하고 있음을 알 수 있다.

4) 木材—都賣物價모델(P_e^w)

(4-1) 및 (4-2) 推定모델은 먼저 木材品の 都賣物價(P_e^w)가 製材 및 木材生産指數(I^w)와 輸入商品都賣物價(I_m^a)에 의존한다는 假定아래서 출발한다. 本計測에서 널리 도입되는 獨立變數; I_m^a 와 E^s 는 原材料價格의 安定性이 곧 都賣物價의 傾向的인 安定性을 가져온다는 假定 아래서이다. 이 모델의 推定結果는 獨立變數 상호간의 系列相關이 문제될 것 같다.

(4-3) 모델은 I^w 및 C^p 와 製材 및 木材業의 賃金指數(W_i^o) 등의 變數에 의존시킨 推定式이다. 또한 (4-4) 모델은 (4-3)의 W_i^o 대신에 I_m^a 變數를 도입한 것이다. P_e^w (木材品の 都賣物價)의 變動모델은 I^w 와 W_i^o 및 C^p (消費者物價) 등의 獨立變數에 관련시킨 (4-3)의 推定式이 가장 合理的인 것 같다. 따라서 (4-5)의 I^w 와 E^s (輸入單價指數) 그리고 M^s (通貨量)을 도입한 모델이며 이의 推定結果도 現實的인 說明力을 가진 모델이라고 볼 수 있다.

한편 (4-6) 및 (4-7)을 I^w , E^s , W_i^o 및 C^p (製林·木材의 生産指數, 輸入單價指數, 製材·木材의 賃金指數 및 消費者物價 등의 多元的인 變動要因에 의존한다는 假定아래서의 推定모델이다. 이 두 推定式的 W_i^o 係數의 負値는 거의 무시할 정도의 彈力性을 가진 것으로 보아 이 모델의 理論的인 妥當性을 뒷받침해 준다. 이 모델의 각 파라메터는 有意的이며 推定の 標準誤差(1.2~1.5%)도 낮으나 D.W. Ratio 가 다소 낮다는데 결함이 있다.

모델(4-8)은 모델(4-6)의 W_i^o 變數 대신에 F^x (外換率指數)를 도입한 推定式이며 여기서도 다소의 系列相關이 문제되나 일반적으로 良好한 推定式이라고 볼 수 있다.

P_e^w (木材品の 都賣物價)의 變動모델의 테스트에서는 (4-5) 및 (4-7), (4-8)이 理論的인 妥當性을 가진 것으로 볼 수 있다. 특히 P_e^w 의 變動모델 테스트에서도 나타나는 W_i^o (賃金指數)의 負值條件에 관심이 집중될 것이다.

〈표 1-5-1〉 P_p 의變動모델의計測結果

(1) Dependent Variable P_p	(2) Independent Variables				(4) Coefficient of Adjust. Multiple Cor- relation R	(5) Coefficient of Adjust. Cor- relation R	(6) Standard Error S	(7) D.W. Ratio $D.W.$
	I^p	I_m^p	C^p	W_i^p				
5-1 66.I.~70.IV. (t)	0.0112 (2.4115) ***	0.2135 (7.8309) *****	0.2101 (11.9294) *****	(t)	0.9988	0.9986	0.4107	1.0013
5-2 66.I.~70.IV. (t)	0.0129 (2.7974) *****	($t-1$) 0.2463 (8.8599) *****	($t-1$) 0.2203 (13.0157) *****	(t)	0.9988	0.9986	0.4038	1.1924
5-3 66.I.~70.IV. (t)	-0.0094 (1.5852) *	(t) 0.3370 (27.9579) *****	(t) 0.3637 (21.2303) *****	(t) -0.0001 (3.7536) *****	0.9970	0.9964	0.6585	1.0799
5-4 66.I.~70.IV. (t)	-0.0117 (1.4960) *	($t-1$) 0.3637 (21.2303) *****	($t-1$) 0.3637 (21.2303) *****	($t-1$) -0.0001 (2.0576) *	0.9947	0.9937	0.8728	0.5490

〈표 1-5-2〉 P_p 의變動모델의計測結果(계속)

(1) Dependent Variable P_p	(2) Independent Variables				(4) Coefficient of Adjust. Multiple Cor- relation R	(5) Coefficient of Adjust. Cor- relation R	(6) Standard Error S	(7) D.W. Ratio $D.W.$
	I^p	E^p	C^p	M^p				
5-5 66.I.~70.IV. (t)	-0.0068 (1.2438) *	0.1910 (3.0717) *****	0.1905 (2.3840) ***	(t) 0.0244 (1.8093) **	0.9977	0.9971	0.5908	1.3820
5-6 66.I.~70.IV. (t)	-0.0084 (1.1439) *	($t-1$) 0.1751 (1.6904) *	($t-1$) 0.1997 (2.1972) ***	($t-1$) 0.0279 (1.8099) **	0.9959	0.9948	0.7944	0.8888
5-7 66.I.~70.IV. (t)	-0.0089 (1.6443) *	(t) 0.1574 (2.0603) **	(t) 0.3353 (30.4285) *****	(t) -0.0001 (1.6406) *	0.9976	0.9970	0.6004	1.3008
5-8 66.I.~70.IV. (t)	-0.0112 (1.4836) *	($t-1$) 0.1770 (1.5320) *	($t-1$) 0.3659 (22.1554) *****	($t-1$) -0.0001 (1.1893) *	0.9954	0.9942	0.8382	0.7926

5) 紙類—都賣物價모델 (P_p^w)

(5-1)~(5-6)의 推定式은 紙類製品의 生産指數(I^p)와 消費者物價指數(C^p)에 다시 紙類의 輸入商品都賣物價(I_m^p)와 紙類製品의 賃金指數(W_i^p) 등의 說明變數를 도입한 紙類製品의 都賣物價變動모델이다.

(5-1) 및 (5-2)의 推定모델의 I^p , I_m^p , C^p 變數와 관계시킨 計測結果에서는 推定値와 實績値가 거의 合致된다. 또한 이들의 각 確率變數도 매우 有意的이므로 제한된 범위에서 P_p^w 의 가장 合理的인 變動모델이라고 볼 수 있다.

모델 (5-3) 및 (5-4)의 推定式은 說明變數로서 I^p , C^p , W_i^p (生産指數, 消費者物價, 賃金指數)를 도입한 假定이다. 이들의 推定結果의 誤差(0.6~0.8%)는 적은 편이나 모델 (5-4)의 D.W. Ratio가 매우 낮다는 데서 系列相關이 존재하리라고 판단된다.

(5-5) 및 (5-6) 모델은 1.4半期の time-lag를 도입한 差異이며 이 推定모델의 說明變數는 I^p , E^s , C^p 및 M^s (生産指數, 輸入單價指數, 消費者物價 및 通貨量)를 假定한 것이다. 이의 推定結果는 대체적으로 妥當하며 E^s 및 C^p 의 物價彈力性이 비교적 높게 나타난다. 따라서 (5-6)식의 time-lag 모델에서는 系列相關이 나타난다. 또한 (5-7) 및 (5-8)식은 I^p , E^s , C^p 및 W_i^p (紙類製造業의 賃金指數)를 說明變數로 假定한 推定모델이다. 이상의 테스트에서 P_p^w 의 都賣物價變動은 (5-7)의 推定모델이 理論的인 妥當性을 가진 것으로 생각된다.

6) 化學製品—都賣物價모델 (P_c^w)

모델 (6-1) 및 (6-2)는 化學製品의 都賣物價變動(P_c^w)의 推定式이며 이 모델의 獨立變數는 化學製品의 生産指數(I^c), 化學製品의 賃金指數(W_i^c), 消費者物價指數(C^p : 總平均)를 假定한 것이다. 여기서도 W_i^c 의 파라메터는 負值이나 이것은 무시할 정도의 크기이므로 그다지 문제될 것은 아닐 것 같다. 그러나 (6-1) 및 (6-2) 推定式은 系列相關이 존재한다는 점이 문제된다.

한편 모델 (6-3) 및 (6-4)의 假定은 I^c , M^s , E^s (生産指數, 通貨量, 輸入單價指數) 등의 變數를 도입한 것이다. 이 두 모델의 推定結果는 거의 같은 傾向値를 가지나, 역시 系列相關이 문제된다. 모델 (6-5)은 I^c , I_m^c , C^p (生産指數, 化學製品의 輸入商品都賣物價, 消費者物價) 등의 變數 도입을 假定한 推定式이다. 이 모델의 結果에서 보면 비교적 妥當한 推定式으로 판명되며 또한 I_m^c 의 彈力性係數가 크게 作用하므로 P_c^w 의 物價變動에 중요한 요인의 하나이다.

따라서 모델 (6-6)은 I^c , F^s , E^s (生産指數, 外換率指數, 輸入單價指數) 등의 變數를 도

표 1-6-1 < P₂의變動모델의計測結果

(1) Dependent Variable P ₂	(2) Constant Term	(3) Independent Variables				(4) Coefficient of Multiple Correlation R	(5) Adjusted Coefficient R	(6) Standard Error S	(7) D.W. Ratio D.W.
		T _c	W _i ^c	C ^p	M ^s				
6-1 (t) 66. I.~70. IV.	84.1526	(t) -0.0195 (2.0265) **	(t) -0.0001 (1.0695) *	(t) 0.1792 (3.7946) *****		0.8561	0.8263	1.4567	0.6728
6-2 (t) 66. I.~70. IV.	85.2498	(t-1) -0.0132 (1.1267) *	(t-1) -0.0001 (0.9227) *	(t-1) 0.1627 (2.6154) *****		0.8042	0.7619	1.6752	0.4785
6-3 (t) 66. I.~70. IV.	80.2409	(t) -0.0127 (1.2332) *		(t) 0.0251 (2.8256) ****	(t) 0.1935 (1.1897) *	0.8440	0.8114	1.5117	0.7982
6-4 (t) 66. I.~70. IV.	59.9390	(t-1) -0.0073 (0.7063) *		(t-1) 0.0249 (2.6188) ****	(t-1) 0.3903 (2.0868) ***	0.8492	0.8179	1.4881	0.6617

표 1-6-2 < P₂의變動모델의計測結果(계속)

(1) Dependent Variable P ₂	(2) Constant Term	(3) Independent Variables						(4) Coefficient of Multiple Correlation R	(5) Adjusted Coefficient R	(6) Standard Error S	(7) D.W. Ratio D.W.
		T _c	L _m ^c	C ^p	F ^x	E ^s	M ^s				
6-5 (t) 66. I.~70. IV.	65.0298	(t) -0.0143 (1.2478) *	(t) 0.2172 (1.2041) *	(t) 0.1386 (2.1991) ****				0.8588	0.8297	1.4438	0.5364
6-6 (t) 66. I.~70. IV.	41.2154	(t) -0.0054 (1.0971) *		(t) 0.4843 (4.6776) *****	(t) 0.1217 (0.9373) *			0.9043	0.8852	1.2029	0.8866
6-7 (t) 66. I.~70. IV.	23.0536	(t-1) 0.0069 (0.7183) *		(t-1) 0.5904 (3.2088) *****	(t-1) 0.2471 (1.5708) *			0.9172	0.8938	1.1595	0.7041
6-8 (t) 66. I.~70. IV.	38.7871	(t) -0.0156 (1.6202) *		(t) 0.3456 (1.9187) **	(t) 0.3030 (1.8819) **		(t) -0.0328 (1.0475) *	0.8769	0.8411	1.3990	1.2357

입한 假定이다. 이 모델의 推定結果에서도 外換率의 變動이 곧 都賣物價의 중요한 變動要因이란 것을 알 수 있다. 모델 (6-7) 및 (6-8)은 I^s , F^x , E^s , C^p , M^s 등의 變數를 도입한 P_e^w 의 都賣物價變動의 推定式이다. 모델 (6-7)의 F^x 係數는 모델 (6-6)의 그것과 거의 같은 推定値를 갖는다. 그러므로 P_e^w 의 變動은 주로 F^x , I^s , C^p 에 크게 의존하고 있다.

7) 金屬製品—都賣物價모델 (P_e^w)

金屬製品의 都賣物價(P_e^w)의 變動모델인 (7-1)는 우선 金屬製品의 生産指數(I_m^e)와 輸入商品의 都賣物價指數(I_m^e)에 의하여 變動한다는 假定이다. 이 모델의 推定結果는 비교적 좋으며 I_m^e 의 彈力性係數가 극히 높게 나타난다. 모델 (7-2)는 I_m^e , W_i^m , C^p (生産指數, 賃金指數, 消費者物價指數)를 假定한 P_e^w 의 變動모델이나, W_i^m (賃金指數)의 파라메터 (-0.0003)의 彈力性은 거의 무시할 정도이다.

모델 (7-3)는 I_m^e , M^s , E^s (生産指數, 通貨量, 輸入單價指數) 등에 의존시킨 推定式이며 E^s 의 파라메터가 비교적 彈力的인 傾向을 가진다. 따라서 이 모델의 推定誤差는 낮으나 殘差에서는 다소 過大推定の 傾向을 가진다. 모델 (7-4)는 I_m^e , F^x , E^s (生産指數, 外換率指數, 輸入單價指數)의 說明變數에 의한 time-lag 모델이다. 이 모델의 推定結果에서도 外換率變動의 彈力性이 매우 높게 推定되는 것이 하나의 특징이다.

한편 모델 (7-5)는 (7-4) 모델에 C^p 變數를 추가 도입한 推定式이며 이 모델에서는 外換率變動의 彈力性이 더욱 높게 推定된다. 또한 모델 (7-6) 및 (7-7)은 I_m^e , E^s , W_i^m , C^p (生産指數, 輸入單價指數, 賃金指數 및 消費者物價指數)를 도입한 推定式이다. 여기서는 (7-6)의 推定式이 보다 合理的인 것으로 생각된다.

이와 같이 金屬製品의 都賣物價의 主要變動要因은 外換率, 輸入單價指數, 生産指數 등의 變數란 것을 알 수 있다. 그러므로 P_e^w 의 變動모델은 (7-1), (7-3) 및 (7-5), (7-6)이 매우 現實的인 推定式이라고 볼 수 있다.

8) 機械製品—都賣物價모델 (P_m^w)

모델 (8-1) 및 (8-2)은 機械製品의 都賣物價(P_m^w)의 變動推定式이다. 이 모델의 假定은 生産活動指標인 機械製品의 生産指數(I_m^a)와 機械 및 그 部分品の 輸入商品都賣物價指數(I_m^{ma})에 의존시킨 것이다. 이 모델 (8-1)의 計測結果에서 보면 說明變數인 生産指數(I_m^a)의 係數(0.05)는 理論적으로 負值條件을 가져야 한다. 여기서는 거의 무시될 정도의 크기로 나타난다. 그러나 輸入商品都賣物價(I_m^{ma})의 係數(1.1)은 機械製品의 都賣物價(P_m^w)의 變動과정에서 가장 중요한 역할을 하고 있다는 것을 알 수 있다. 이들 (8-1) 및 (8-2)모델의 推定誤差는 적은 편이나 確率變數의 D.W. Ratio가 다소 낮게 나타난다.

표 1-7-1 P_w 의變動모델의計測

(1) Dependent Variable P_w	(2) Constant Term	(3) Independent Variables					(4) Coefficient of Adjust. Multiple Correlation R^2	(5) Coefficient of Adjust. Correlation R	(6) Standard Error S	(7) D.W. Ratio $D.W.$
		I_{mc}	I_m^o	W_i^m	C^p	M^s				
7-1 66.I~70.IV. (t)	9.3378 (5.6907) *****	(t-1) -0.0495 (1.1229) *****	(t-1) 1.1229 (32.9452) *****					0.9958	0.9953	1.4708
7-2 66.I~70.IV. (t)	42.6069	(t) -0.0273 (1.3373) *	(t) -0.0003 (1.3589) *	(t) 0.6524 (14.0507) *****				0.9810	0.9774	3.2141
7-3 66.I~70.IV. (t)	66.3677	(t) -0.0257 (1.5974) *	(t) 0.0257 (1.5974) *	(t) 0.1147 (17.8679) *****	(t) 0.3216 (1.2627) *			0.9880	0.9858	2.5542
7-4 66.I~70.IV. (t)	-115.3986	(t-1) 0.0356 (2.9896) *****	(t-1) -0.3887 (1.3369) *****	(t-1) 0.3216 (2.5923) *****	(t-1) 0.2627 (20.8362) *****			0.9903	0.9885	2.2989

표 1-7-2 P_w 의變動모델의計測結果(계속)

(1) Dependent Variable P_w	(2) Constant Term	(3) Independent Variables					(4) Coefficient of Adjust. Multiple Correlation R^2	(5) Coefficient of Adjust. Correlation R	(6) Standard Error S	(7) D.W. Ratio $D.W.$
		I_{mc}	F^z	E^s	C^p	W_i^m				
7-5 66.I~70.IV. (t)	-103.3637	(t) 0.0185 (1.1037) *	(t) 1.7421 (4.3111) *****	(t) 0.1679 (0.7332) *	(t) 0.1751 (1.5337) *		0.9923	0.9902	2.1171	1.2877
7-6 66.I~70.IV. (t)	-24.3784	(t) -0.0266 (2.4554) ***	(t) 0.4114 (1.8838) **	(t) 0.1679 (0.7332) *	(t) 1.0325 (26.9920) *****	(t) -0.0004 (2.6689) *****	0.9950	0.9937	1.7018	2.0021
7-7 66.I~70.IV. (t)	-12.0774	(t-1) -0.0468 (2.3336) ***	(t-1) 0.4726 (1.0783) *	(t-1) 0.1679 (0.7332) *	(t-1) 0.7313 (15.0040) *****	(t-1) 0.0002 (0.7077) *	0.9830	0.9785	3.1372	1.0486

모델 (8-3) 및 (8-4)은 I^{ma} , C^p , I_m^{ma} , W_i^e (生産指數, 消費者物價指數, 輸入商品의 都賣物價指數, 賃金指數) 등의 說明變數를 도입한 推定모델이다. 이 (8-3)의 推定式에서는 위에 다른 推定式의 結果와 동일하게 機械工業從業員의 賃金指數와는 거의 關係없을 정도의 彈力性을 가지며 또한 I^{ma} (生産指數)의 係數도 거의 같은 傾向을 갖는다. 한편 (8-4) 推定式에서 I_m^{ma} (輸入商品都賣物價)는 (8-1)~(8-3)모델의 推定結果와 같이 機械製品의 都賣物價變動에 대하여 중요한 역할을 담당한다. 이 두 모델의 推定結果는 良好한 편이나 確率變數인 D.W. Ratio 가 낮다는데 다소 결함을 내포하고 있다.

<표 1-8-1> P_m^w 의 變動모델의 計測結果

	(1) Dependent Variable P_m^w	(2) Constant Term	(3) Independent Variables				(4) Coefficient of Multiple Correlation R	(5) Adjust. Correlation Coefficient R	(6) Standard Error S	(7) D.W. Ratio D.W.
			I^{ma}	I_m^{ma}	W_i^e	C^p				
8-1	66.I.~ 70.IV. (t)	-9.8019	(t) 0.0524 (4.6545) *****	(t) 1.1383 (31.0886) *****			0.9934	0.9926	1.9126	0.9954
8-2	66.I.~ 70.IV. (t)	-8.9574	(t-1) 0.0562 (3.9443) *****	(t-1) 1.1480 (22.4479) ***			0.9890	0.9877	2.4646	0.6184
8-3	66.I.~ 70.IV. (t)	45.9842	(t) 0.0608 (3.5286) *****		(t) -0.0001 (0.9686) *	(t) 0.5368 (21.0672) *****	0.9868	0.9843	2.7828	1.0318
8-4	66.I.~ 70.IV. (t)	25.5136	(t-1) 0.0548 (4.6371) *****	(t-1) 0.4050 (1.5856) *		(t-1) 0.3991 (2.9498) *****	0.9929	0.9915	2.0446	0.8340
8-5	66.I.~ 70.IV. (t)	44.6880	(t-1) 0.0594 (4.5304) *****		(t-1) -0.0001 (0.9004) *	(t-1) 0.6174 (24.9594) *****	0.9921	0.9907	2.1457	1.0206

(8-5)식은 1期前の time-lag 모델의 假定에서 I^{ma} , W_i^e , C^p (生産指數, 賃金指數, 消費者物價指數) 變數를 도입한 것이다. 이 경우에도 W_i^e 係數는 모델 (8-3)의 推定結果와 같이 거의 무시할 정도의 크기이다. 그러므로 이 (8-5)모델의 推定結果에서는 消費者物價가 P_m^w 의 物價變動의 중요한 要因이라고 판단할 수 있다.

위의 P_m^w 모델의 테스트에서는 일반적으로 系列相關이 존재한다고 推測되나 그러나 이 系列相關의 문제를 떠나서는 (8-3) 및 (8-4)의 推定式이 다소 現實的인 說明力을 가진 것이라고 볼 수 있다.

P_y의變動모델의計測結果

(1) Dependent Variable P_y^w	(2) Constant Term $\bar{y}$	(3) Independent Variables					(4) Coefficient of Adjust. Multiple Correlation R	(5) Correlation Coefficient $\bar{R}$	(6) Standard Error S	(7) D.W. Ratio $D.W.$
		I^a	I_m^a	W_i^a	C^b	F^x				
9-1 66.I.~70.IV. (t)	49.9802	(t) 0.1614 (20.6176) **	(t) 0.3952 (4.1230) *****				0.9959	0.9954	1.1470	1.7415
9-2 66.I.~70.IV. (t)	41.7128	$(t-1)$ 0.1631 (19.4805) *****	$(t-1)$ 0.4890 (4.4184) *****				0.9953	0.9948	1.2279	1.6798
9-3 66.I.~70.IV. (t)	62.3465	$(t-1)$ 0.0474 (2.3673) ***	$(t-1)$ 0.3862 (0.7066) * *****				0.9978	0.9974	0.8538	0.8450
9-4 66.I.~70.IV. (t)	47.1949	(t) 0.1628 (12.6188) *****		(t) 0.3211 (2.3287) ***	(t) 0.1063 (0.7386) *		0.9951	0.9942	1.2928	1.5667

P_d의變動모델의計測結果

	(1) Dependent Variable P_{d^w}	(2) Constant Term	(3) Independent Variables				(4) Coefficient of Adjust. Multiple Correlation R	(5) Correlation Coefficient R	(6) Standard Error S	(7) D.W. Ratio $D.W.$
			I^a	I_m^a	F^z	E^s				
10-1	$\binom{t}{t}$ 66. I. ~70. IV.	25.9800	$\binom{t}{t}$ 0.898 (11.1593) *****	$\binom{t}{t}$ 0.6933 (7.0356) *****			0.9923	0.9914	1.1792	0.9509
10-2	$\binom{t}{t}$ 66. I. ~70. IV.	19.7793	$\binom{t-1}{t}$ 0.0940 (12.7304) *****	$\binom{t-1}{t}$ 0.7589 (7.7787) *****			0.9935	0.9927	1.0825	1.1358
10-3	$\binom{t}{t}$ 66. I. ~70. IV.	11.2955	$\binom{t}{t}$ 0.0876 (7.5581) *****		$\binom{t}{t}$ 0.6233 (5.0304) *****	$\binom{t}{t}$ 0.2310 (1.7861) **	0.9929	0.9916	1.1617	1.3208

9) 穀物以外商品—都賣物價모델 (P_y^w)

모델 (9-1) 및 (9-2)은 곡물 이외의 상품都賣物價(P_y^w)의 推定式이며 여기서는 非農產品의 物價變動이므로 產業生產指數(I^a ; 總指數)와 輸入商品都賣物價指數(I_m^a ; 總指數)에 關係시킨 것이다. 여기서도 I_m^a 係數의 彈力性이 높게 나타난다. 모델 (9-3)은 1期前의 產業生產指數(I^a)와 賃金指數(W_i^a ; 製造業總平均), 消費者物價(C^p)에 關係시킨 P_y^w 의 推定式이다. 이 (9-3)의 推定式에서는 다만 消費者物價變動의 要因이 크게 作用하며 推定誤差는 매우 적으나 系列相關이 문제된다.

모델 (9-4)은 I^a , F^x , E^s 의 變數를 도입한 推定式이며 이의 推定結果가 P_y^w 의 推定式으로서 가장 妥當하다고 볼 수 있다.

10) 生産財平均—都賣物價모델 (P_d^w)

모델 (10-1) 및 (10-2)은 生産財平均의 都賣物價(P_d^w)變動의 推定式이며 變動要因으로서 먼저 產業生產指數(I^a ; 總指數), 輸入商品都賣物價指數(I_m^a ; 總指數) 등의 變數를 도입한 假定이다. 즉 이 모델은 生産財의 生産指數 대신에 總產業生產指數의 代替變數와 關係시킨 推定모델이다. 이의 推定結果는 time-lag 모델인 (10-2)이 殘差가 적으므로 (10-1)에 비하여 보다 合理的인 推定式으로 推測된다.

모델 (10-3) 및 (10-4)은 I^a , F^x , E^s (總產業生產指數, 外換率指數, 輸入單價指數)의 變動要因을 가정한 推定式이다. 이 (10-3) 및 (10-4) 모델의 推定結果에서 보면 I^a 의 파라메터의 理論的인 근거는 負值條件이 되어야 할 것이다.

한편 모델 (10-6)에서는 I^a , E^s , W_i^a , I_m^a (總產業生產指數, 輸入單價指數, 製造工業賃金指數, 輸入商品都賣物價) 등의 變數를 도입한 推定式이다. 이 推定式은 獨立變數의 增加에 의한 自由度の 문제는 있으나 推定結果는 만족하다고 할 수 있다.

이상의 生産財의 都賣物價變動모델은 (10-3) 및 (10-6)의 推定式이 理論적으로 妥當性을 갖고 있다는 것을 알 수 있다.

11) 原材料—都賣物價모델 (P_r^w)

모델 (11-1)은 原材料의 都賣物價의 變動모델이며 여기서는 總產業生產指數, 輸入商品都賣物價指數 및 消費者物價指數(I^a , I_m^a , C^p)의 說明變數를 도입하였다. 이 推定모델의 파라메터의 符號條件은 각각 理論的인 妥當性을 가지며 實績値와 推定値간의 殘差와 推定の 標準誤差에서도 만족한 結果라고 할 수 있다. 모델 (11-2)는 總產業生產指數(I^a), 輸入單價指數(I_m^a), 通貨量(M^s)의 變數를 도입한 推定式이다. 이 모델의 推定結果에서 보면 殘差가 크게 나타나는 67.II.~69.I.(2年間)에 過大推定の 傾向을 나타낸다.

〈표 1-10-2〉 P_d 의變動모델의計測結果(계속)

(1) Dependent Variable P_d	(2) Constant Term	(3) Independent Variables					(4) Coefficient of Adjust. Multiple Correlation relation R	(5) Coefficient of Adjust. Multiple Correlation relation R	(6) Standard Error S	(7) D.W. Ratio $D.W.$
		I^a	F^z	E^s	M^e	W_i^a				
10-4 66.I.~70.IV. (t)	6.4667	($t-1$) 0.0920 (8.3662) *****	($t-1$) 0.7188 (6.1466) *****	($t-1$) 0.1836 (1.1641) *			0.9932	0.9920	1.1370	1.0008
10-5 66.I.~70.IV. (t)	67.9240	($t-1$) 0.0173 (0.8362) *	($t-1$) 0.1894 (1.1837) *	($t-1$) 0.1200 (1.0353) *	($t-1$) 0.0546 (3.9044) *****		0.9966	0.9957	0.8270	1.1695
10-6 66.I.~70.IV. (t)	-7.0946	($t-1$) 0.0997 (11.3123) *****		($t-1$) 3.3024 (2.0877) **	($t-1$) 0.0001 (0.8513) *	($t-1$) 0.7161 (7.2169) ***	0.9949	0.9936	1.0139	1.6828

P_r 의變動모델의計測結果

(1) Dependent Variable P_r	(2) Constant Term	(3) Independent Variables							(4) Coefficient of Adjust. Multiple Correlation relation R	(5) Coefficient of Adjust. Multiple Correlation relation R	(6) Standard Error S	(7) D.W. Ratio $D.W.$
		I^a	I_m^a	C^p	M^e	E^s	F^z	W_i^a				
11-1 66.I.~70.IV. (t)	63.2839	(t) -0.0242 (1.0701) *	(t) 0.2679 (2.1556) ***	(t) 0.1599 (2.0112) **					0.9932	0.9919	0.4854	1.0916
11-2 66.I.~70.IV. (t)	91.5233	($t-1$) -0.0153 (0.7821) *		($t-1$) 0.0363 (4.1227) *****		($t-1$) 0.1118 (0.8186) *			0.9720	0.9666	0.9798	0.6678
11-3 66.I.~70.IV. (t)	45.8813	($t-1$) 0.0226 (3.1263) *****				($t-1$) 0.0774 (0.7448) *	($t-1$) 0.4899 (6.3588) *****		0.9837	0.9806	0.7492	0.9274
11-4 66.I.~70.IV. (t)	54.8904	($t-1$) -0.0231 (1.3020) *				($t-1$) 0.0718 (0.8201) *			0.9892	0.9863	0.6311	1.1070
11-5 66.I.~70.IV. (t)	36.7684	($t-1$) 0.0289 (4.4733) *****	($t-1$) 0.4718 (6.4829) *****			($t-1$) 0.1719 (1.6180) *		($t-1$) 0.0001 (0.9250) *	0.9849	0.9809	0.7436	1.0451

또한 모델 (11-3) 및 (11-4)은變動要因으로서 I^a , F^x , E^s , C^p (産業生産指數, 外換率指數, 輸入單價指數, 消費者物價指數) 등을假定한 것이다. 이 모델의推定誤差는 적으나 (11-4)모델의推定式의殘差에서過大推定으로推測되므로 오히려 (11-4)의推定모델이原材料의供給價格의變動을 보다合理的으로說明해줄 것 같다. 한편 (11-5)의 time-lag 모델의推定式은 I^a , E^s , W_i^a , I_m^a (總産業生産指數, 輸入單價指數, 賃金指數, 輸入商品都賣物價指數)의變動要因을假定한 것이다. 다만推定結果에서總産業生産指數의 파라미터의符號條件이理論적으로相反되나 매우 낮은관계로 무시할 수 있을 정도이다. 또한賃金指數의 파라미터 그 자체는 거의作用하지 못한다.

이상의原材料의都賣物價모델은일반적으로 (11-1), (11-4) 및 (11-5)의推定式이理論적인타당성과說明力を가졌다고 볼 수 있다.

12) 建築材料—都賣物價모델(P_i^w)

모델 (12-1) 및 (12-2)은 I^a (總産業生産指數), M^s (通貨量指數), E^s (輸入單價指數)의變動要因으로假定한 P_i^w (建築材料의都賣物價)의變動推定式이다. 이 두推定모델의計測結果를 보면 각變數의 파라미터는理論적으로妥當하며 time-lag 모델인 (12-2)의 I^a (總産業生産指數)의 파라미터의負值條件은 거의 무시될 정도이다. 따라서推定の標準誤差(2.4~2.7)도 적으므로 대체적으로良好한推定式이라고 할 수 있다.

모델 (12-3)은 I^a (總産業生産指數)와 E^s (輸入單價指數), F^x (外換率指數)의變數를 도입한推定式이다. 이 모델의理論적인 근거는 (12-1) 및 (12-2)의推定모델에 주로 F^x (外換率)變動要因을 도입할 때의 P_i^w (建築材料의都賣物價)의變動을 파악하려는 데 있다. 그러나 이 (12-3)의推定結果는過大推定の傾向을 가진다. 한편 (12-4) 및 (12-5) 모델은 I^a , E^s , W_i^a (製造業의總賃金指數)와 C^p , I_m^a 의變數를 도입한推定式이다. 이의推定結果는 모델 (12-4)와는 달리 다소過少推定の傾向을 가진다.

이상의建築材料의都賣物價變動모델의 테스트에서 (12-1) 및 (12-4)의推定모델이 가장現實적인 것 같다.

13) 消費財—都賣物價모델(P_u^w)

모델 (13-1) 및 (13-2)은 I^a (總産業生産指數), I_m^a (輸入商品都賣物價)를變動要因으로假定한 P_u^w (消費財의都賣物價)의推定式이다. 이 모델의 I^a 係數의符號條件이正值로 나타나는 것이原材料 및 建築材料의都賣物價變動의推定結果와는相異한 점이다.

또한 모델 (13-3) 및 (13-4)에서는 I^a , C^p , W_i^a (賃金指數), I_m^a (輸入商品都賣物價)의變動要因을가정한推定式이다. (13-3)의推定式에서의賃金指數는物價變動에 거의消

〈표 1-12-1〉 P_{12} 의變動모델의計測結果

	(1) Dependent Variable P_{12}	(2) Constant Term		(3) Independent Variables					(4) Coefficient of Adjust. Multiple Correlation R	(5) Coefficient of Adjust. Correlation R	(6) Standard Error S	(7) D.W. Ratio $D.W.$
		I^a	M^a	E^a	F^a	W^a	C^a	L^a				
12-1	(t) 66.I.~70.IV.	-0.0912 (1.6610) *	(t) 0.1595 (6.5363) *****	(t) 0.5403 (1.7360) *					0.9892	0.9872	2.7111	1.3836
12-2	(t) 66.I.~70.IV.	-0.1427 (2.8951) ****	$(t-1)$ 0.1965 (8.8988) *****	$(t-1)$ 0.2621 (0.7657) *					0.9912	0.9895	2.4544	1.1117
12-3	(t) 66.I.~70.IV.	0.0943 (4.2702) *****		$(t-1)$ 0.2831 (0.8937) *	$(t-1)$ 2.2768 (9.6952) *****				0.9924	0.9909	2.2832	0.8683
12-4	(t) 66.I.~70.IV.	-0.1162 (1.4242) *		(t) 0.5904 (1.3566) *		(t) -0.0002 (0.8328) *	(t) 0.9732 (4.7185) *****		0.9853	0.9813	3.2755	1.3390
12-5	(t) 66.I.~70.IV.	0.1435 (4.7181) *****		$(t-1)$ 0.8116 (1.6234) *		$(t-1)$ 0.0002 (0.7468) *	$(t-1)$ 1.9249 (5.6218) *****		0.9832	0.9787	3.4988	0.9676

〈표 1-13-1〉 P_{12} 의變動모델의計測結果

	(1) Dependent Variable P_{12}	(2) Constant Term		(3) Independent Variables					(4) Coefficient of Adjust. Multiple Correlation R	(5) Coefficient of Adjust. Correlation R	(6) Standard Error S	(7) D.W. Ratio $D.W.$
		I^a	M^a	E^a	W^a	C^a	L^a	F^a				
13-1	(t) 66.I.~70.IV.	49.8720 (27.3318) *****		(t) 0.3032 (2.7725) ****					0.9973	0.9969	1.3085	2.4997
13-2	(t) 66.I.~70.IV.	44.1127 (22.8033) *****		$(t-1)$ 0.3744 (2.5956) ***					0.9959	0.9954	1.6005	2.0188
13-3	(t) 66.I.~70.IV.	59.6950 (6.2339) *****		(t) 0.1560 (0.7508) *					0.9983	0.9980	1.0560	1.9299
13-4	(t) 66.I.~70.IV.	103.0380 (1.1052) *		(t) -0.7717 (3.9335) *****					0.9991	0.9989	0.7660	1.0496

極的인 역할을 나타낸다. 이상의 消費財의 都賣物價變動의 모델·테스트에서는 (13-3) 및 (13-4)의 推定式이 妥當한 結果를 나타낸다.

2. 細分類에 의한 都賣物價變動모델

여기서는 四半期別資料에 의하여 全國 都賣物價指數(細分類)의 變動모델을 計測한다. 따라서 本稿에서 採擇된 모델은 細分類資料에 의한 64品目の 都賣物價變動모델의 計測結果를 중심으로 하여 모델의 理論的, 統計的 檢定을 통하여 제시된 것이다.

1) 農產食用品(平均)一都賣物價모델(P_a^s)

P_a^s (農產食用平均의 都賣物價)의 變動類型에서 모델 (1-1)과 (1-2)의 計測期間이 다르나 먼저 P_a^s 의 價格變動모델은 I^s (食用品生産指數)와 I_m^a (輸入商品都賣物價)의 要因에 의존한다는 假定이다. 이 推定모델의 計測結果를 보면 I^s 係數의 符號條件이 理論에 부합된다. 이 점은 一般食用品生産이 증가함에 따라서 農產食用品價格도 上昇한다는 것이다. 그러나 (1-1) 및 (1-2)의 P_a^s 의 變動모델에서는 I_m^a (輸入商品都賣物價)의 變動要因이 절대적인 역할을 한다.

한편 모델(1-3) 및 (1-4)의 P_a^s 의 變動要因으로서 I^s (食用品生産指數)와 F^* (外換率指數), E^s (輸入單價指數) 變數에 의존시킨 推定式이다. 이 모델은 주로 外生要因인 外換率과 輸入單價指數의 變動이 農產食用品의 物價에 미치는 영향을 파악하려는데 있다. F^* 係數인 外換彈力性(2.2~2.4%)은 매우 높게 나타난다. 또한 E^s (輸入單價指數)의 彈力性(-0.77~-0.91)의 負值條件을 나타내며 이 輸入價格의 등귀는 곧 工業製品價格의 引上과 消費者物價의 등귀는 물론 間接的인 波及效果를 가진 消費性向의 감소에서 초래된 結果라고 推測된다.

이상의 모델·테스트에서는 (1-3) 및 (1-4)의 推定式이 비교적 다른 것에 비하여 現實的인 說明力을 가졌다고 볼 수 있다. 특히 각 파라메터의 有意水準도 0.1~0.5%에 놓여 있으며 이의 推定誤差도 낮은 편이다.

2) 米穀食用品一都賣物價모델(P_r^s)

모델 (2-1)은 P_r^s (米穀의 都賣物價)의 變動要因으로서 I^s (食用品生産指數)와 I_m^a (輸入商品都賣物價)의 變數를 假定한 推定式이다. 이 米穀價格은 工業製品의 價格變動과는 다른 興件에 놓여 있으므로 實質的인 說明變數라고 볼 수 없다. 그러나 I_m^a 變數는 糧穀輸入이 있다는 假定아래서 도입한 變數이다. 결국 I_m^a 係數의 높은 彈力性(1.5)은 米穀價格變動에 커다란 영향을 미쳤다고 볼 수 있을 것이다.

〈표 2-1-1〉 P_s 의變動모델의計測結果

	(1) Dependent Variable P_s	(2) Constant Term	(3) Independent Variables			(4) Coefficient of Adjust. Multiple Correlation Relation R efficient $\bar{R}$	(5) Standard Error S	(7) D.W. Ratio $D.W.$
			I'	I_m^a	Fz			
1-1	(t) 66. I. ~ 70. IV.	-79.4702	(t) 0.2489 (5.2165) *****	(t) 1.5625 (2.3302) ***		0.9550	8.2995	1.3513
1-2	(t) 66. II. ~ 70. IV.	-96.0745	($t-1$) 0.2560 (5.1650) *****	($t-1$) 1.7506 (2.3803) ***		0.9478	8.6198	1.2253
1-3	(t) 66. I. ~ 70. IV.	-58.8839	(t) 0.1807 (3.2106) *****		(t) 2.2277 (3.2273) *****	0.9646	7.6001	1.1893
1-4	(t) 66. II. ~ 70. IV.	-56.2497	($t-1$) 0.1795 (2.8621) *****		($t-1$) 2.3705 (3.3319) *****	0.9600	7.8119	1.0345

〈표 2-2-1〉 P_s 의變動모델의計測結果

	(1) Dependent Variable P_s	(2) Constant Term	(3) Independent Variables			(4) Coefficient of Adjust. Multiple Correlation Relation R efficient $\bar{R}$	(5) Standard Error S	(7) D.W. Ratio $D.W.$
			I'	I_m^a	Fz			
2-1	(t) 66. I. ~ 70. IV.	-76.4466	(t) 0.2640 (5.3048) *****	(t) 1.4928 (2.1352) ***		0.9539	8.6535	1.3520
2-2	(t) 66. I. ~ 70. IV.	-61.9088	(t) 0.1875 (3.2570) *****		(t) 2.2814 (3.2319) *****	0.9652	7.7721	1.2562
2-3	(t) 66. II. ~ 70. IV.	-70.8552	($t-1$) 0.1821 (2.5435) ***		($t-1$) 2.4731 (3.0440) *****	0.9513	8.9184	1.0346

모델 (2-2) 및 (2-3)은 F^s (外換率指數), I^s (食料品生産指數), E^s (輸入單價指數)의變動에 의존시킨 推定式이다. 이 모델은 위의 (1-3) 및 (1-4) 모델과 같은 理論的인 근거에서 假定한 모델이다. 이들의 推定結果에서도 食料品生産指數, 外換率指數 및 輸入單價指數 등의 變動要因이 米穀의 都賣物價를 說明함에 있어서 중요한 역할을 한다.

3) 麥類食用品—都賣物價모델 (P_b^s)

모델 (3-1) 및 (3-2)은 P_b^s (麥類의 都賣物價)의 變動모델이며 이의 變動要因을 I^s (食料品生産指數)와 間接的인 波及變數인 I_m^s (輸入商品都賣物價)로서 假定한 推定式이다. 모델 (3-2)는 time-lag 모델로서 (3-1)에 비하여 I_m^s 係數가 2배정도 높게 推定된다. 이 (3-2)의 推定式은 time-lag의 impact를 크게 받았으며 이 사실은 麥類의 1期前의 I_m^s 係數의 彈力性이 높게 推定된 데서도 알 수 있다.

또한 모델 (3-3)은 P_b^s 의 變動要因을 I^s 와 W_i^s (食料品業의 賃金指數), C^s (消費者物價)에 관계시킨 推定式이다. 이 모델의 推定結果에서는 消費者物價變動이 麥類의 價格에 커다란 영향을 미친 것으로 推定된다. 이 (3-3)의 推定式은 確率變數 D.W. Ratio가 낮으나 여기서는 대체로 合理的인 變動모델이라고 할 수 있다.

4) 薯類食用品—都賣物價모델 (P_o^s)

모델 (4-1) 및 (4-2)은 위의 (3-1) 및 (3-2)와 같이 P_o^s (薯類의 都賣物價)의 變動要因을 I^s (食料品生産指數)와 I_m^s (輸入商品都賣物價)로서 假定한 推定式이다. 이 모델의 推定結果는 비교적 良好하나, 모델 (4-1)에 비하여 (4-2)에서 推定の 標準誤差와 殘差가 적게 推定되므로 (4-2)식이 보다 現實的인 모델이라고 볼 수 있다.

한편 time-lag 모델인 (4-3)은 (4-2)의 推定式에 C^s (消費者物價)를 추가도입한 結果이며 薯類의 都賣物價變動은 消費者物價의 등귀에도 消極的인 반응을 나타낸다. 이상에서 (4-2)의 推定式의 結果가 推定誤差가 적고 系列相關도 거의 없으므로 有意的인 變動모델이라고 할 수 있다.

5) 水産食用品(平均)—都賣物價모델 (P_d^s)

모델 (5-1) 및 (5-2)의 P_d^s (水産食用品의 都賣物價)의 變動모델은 I^s (食料品生産指數)와 I_m^s (輸入商品都賣物價)의 變動要因을 도입한 假定이다. 이 모델의 推定結果에서 P_d^s 의 物價變動은 주로 輸入商品의 都賣物價에 의하여 커다란 作用을 받고 있다. 또한 一般食料品の 生産量이 증가하더라도 水産食用品의 都賣價格은 低下되지 않고 오히려 上昇傾向을 나타낸다.

모델 (5-3)은 I^s (食料品生産指數)와 W_i^s (食料品工業의 賃金指數)와 C^s (消費者物價)에

〈표 2-3-1〉

P_s 의變動모델의計測結果

	(1) Dependent Variable P_s	(2) Constant Term	(3) Independent Variables			(4) Coefficient of Multiple Correlation R	(5) Adjust. Correlation Coefficient $\bar{R}$	(6) Standard Error S	(7) D.W. Ratio D.W.
			I'	I_m	W_s'				
3-1	(t) 66.I.~70.IV.	16.7181	(t) 0.1267 (3.8202) *****	(t) 0.7137 (1.5308) *		0.9162	0.9058	5.7712	0.7403
3-2	(t) 66.II.~70.IV.	-54.0284	(t-1) 0.0813 (2.3228) ***	(t-1) 1.4937 (2.8762) ****		0.8974	0.8837	6.0867	0.7106
3-3	(t) 66.I.~70.II.	29.8813	(t) 0.0533 (1.3471) *	(t) -0.0353 (1.9428) **	(t) 0.7599 (2.7696) ****	0.9288	0.9129	4.1893	0.8887

〈표 2-4-1〉

P_s 의變動모델의計測結果

	(1) Dependent Variable P_s	(2) Constant Term	(3) Independent Variables			(4) Coefficient of Multiple Correlation R	(5) Adjust. Correlation Coefficient $\bar{R}$	(6) Standard Error S	(7) D.W. Ratio D.W.
			I'	I_m	C'				
4-1	(t) 66.I.~70.IV.	-273.6661	(t) 0.0808 (1.5365) *	(t) 3.7331 (5.0476) *****		0.9427	0.9357	9.1540	1.4107
4-2	(t) 66.II.~70.IV.	225.5111	(t-1) 0.1724 (4.7565) *****	(t-1) 3.1444 (5.8471) *****		0.9721	0.9686	6.3029	1.4037
4-3	(t) 66.II.~70.IV.	-192.6731	(t-1) 0.1262 (2.0624) **	(t-1) 2.6081 (3.3191) *****	(t-1) 0.2407 (0.9391) *	0.9737	0.9693	6.3263	1.4284

대응시킨 P_d^s 의 推定式이다. 여기서는 I^f 및 W_i^f 의 係數는 거의 무시될 정도의 彈力性을 가지나 消費者物價의 上昇壓力이 커다란 影響을 미치고 있다.

위의 水產食用品의 都賣物價變動의 모델에서는 모델(5-1)이 가장 合理的인 것 같다.

6) 其他食用品(平均)一都賣物價모델(P_h^s)

P_h^s (其他食用品의 都賣物價)은 粉類 및 穀類, 食用油類, 調味料, 菓子類 등을 포함한 平均指數이다. 모델(6-1)은 I^f (食料品生産指數)와 I_m^a (輸入商品都賣物價) 등의 變動要因을 假定한 推定式이다. 이 모델의 推定結果에서도 역시 I_m^a 의 係數가 높게 나타나는 것이 特徵이다. 이것은 P_h^s 의 物價의 構成面에서 보아도 原資材의 輸入依存度가 높다는데 기인한 것이며 또한 이의 D.W.Ratio 테스트에서 보는 것과 같이 系列相關의 存在에 인한 각 係數의 正確性이 없을 것 같다.

한편 모델(6-2) 및 (6-3)의 I^f , E^s , W_i^f , F^x 등의 變動要因을 도입한 推定結果에서 보던 輸入單價指數와 外換率의 變動에 의하여 크게 作用을 받는다. 이상에서 (6-2)에 비하여 (6-3)의 推定式이 보다 合理的인 變動類型이라고 할 수 있다.

7) 織系製品一都賣物價모델(P_y^s)

모델(7-1)은 P_y^s (織系의 都賣物價)의 變動要因으로서 I^e (섬유製品의 生産指數)와 I_m^x (섬유製品의 輸入商品都賣物價)의 變數를 假定한 推定式이다. 이 모델의 推定結果에서는 I^e 의 係數는 거의 무시될 정도의 彈力性을 나타내며 주로 섬유製品의 輸入商品都賣物價에 의하여 規定된다. 모델(7-2)은 I^e , F^x , E^s 등의 變動要因에 關係시킨 것이나 여기서는 E^s 에 크게 의존된다.

한편 모델(7-3)은 I^e , W_i^f (섬유製品의 賃金指數), C^p (消費者物價) 등의 變動要因을 도입한 推定式을 假定하였다. 이 모델의 推定에서는 P_y^s 의 價格變動의 重要要因은 消費者物價에 있다는 것을 알 수 있다. 그러므로 P_y^s 의 物價變動모델은 위의 (7-2)식이 보다 合理的인 結果를 나타낸다.

8) 製材・木材品一都賣物價모델(P_w^s)

모델(8-1), (8-2) 및 (8-3)은 P_w^s (製材・木材品의 都賣物價)의 變動모델이며 이들의 變動要因을 각각 I^w (製材・木材生産指數), E^s (輸入單價指數), I_m^a (輸入商品都賣物價), W_i^f (賃金指數), C^p (消費者物價) 등의 變數로 假定한 推定式이다. 이들 모델의 推定結果에서 보던 위의 變動要因중에서도 I^w 의 係數는 거의 影響력이 없으며 I_m^a (輸入商品都賣物價) 係數의 彈力性이 가장 높게 推定된다. 그러나 이들 3개의 推定모델에는 系列相關의 問題가 남아 있다.

〈표 2-5-1〉 P_s 의變動모델의計測結果

(1) Dependent Variable P_s	(2) Constant Term	(3) Independent Variables			(4) Coefficient of Multiple Cor- relation R	(5) Adjust Correla- tion Coefficient $\bar{R}$	(6) Standard Error S	(7) D.W. Ratio D.W.
		I^f	I_m^a	W_f^f				
5-1 66.I.~70.IV. (t)	-38.9190	(t) 0.4002 (5.1978) *****	(t) 1.1599 (1.0723) *		0.9381	0.9305	13.3889	1.2672
5-2 66.II.~ 70.IV. (t)	-36.9337	(t-1) 0.4099 (5.3846) *****	(t-1) 1.1858 (1.0500) *		0.9324	0.9236	13.2361	1.4463
5-3 66.I.~70.II. (t)	-83.4044	(t) 0.1013 (1.3247) *		(t) -0.0044 (1.2603) *	0.9775	0.9727	8.0933	0.9876

〈표 2-6-1〉 P_s 의變動모델의計測結果

(1) Dependent Variable P_s	(2) Constant Term	(3) Independent Variables				(4) Coefficient of Multiple Cor- relation R	(5) Adjust. Cor- relation Co- efficient $\bar{R}$	(6) Standard Error S	(7) D.W. Ratio D.W.
		I^f	I_m^a	E^s	W_f^f	F^z			
6-1 66.I.~70.IV. (t)	-157.9081	(t) -0.0198 (0.9077) *	(t) 2.6025 (8.4844) *****				0.9550	3.7965	0.4387
6-2 66.I.~70.II. (t)	-22.2306	(t) -0.0468 (0.9748) *	(t) 1.1205 (1.4832) *	(t) 0.0433 (4.3221) *****			0.8542	5.1465	0.9252
6-3 66.I.~70.IV. (t)	-187.8156	(t) -0.0485 (2.6681) *****		(t) 0.3279 (1.2546) *	(t) 2.6427 (11.8470) *****		0.9814	2.4561	1.0588

〈표 2-7-1〉 P_s 의變動모델의計測結果

(1) Dependent Variable P_s	(2) Constant Term	(3) Independent Variables					(4) Coefficient of Adjust. Correlation Multiple R	(5) Coefficient of Adjust. Correlation efficient $\bar{R}$	(6) Standard Error S	(7) D.W. Ratio D.W.
		I^e	I_m^z	M^s	E^s	W_i^t				
7-1 66. II. ~ 70. IV.	71.5301	$\begin{pmatrix} t-1 \\ 0.0272 \\ (5.0964) \end{pmatrix}$ *****	$\begin{pmatrix} t-1 \\ 0.3387 \\ (0.9555) \end{pmatrix}$ *				0.7867	0.7558	2.2113	0.6190
7-2 66. II. ~ 70. IV.	66.6269	$\begin{pmatrix} t-1 \\ -0.0618 \\ (2.9728) \end{pmatrix}$ *****	$\begin{pmatrix} t-1 \\ 0.0720 \\ (4.4990) \end{pmatrix}$ *****	$\begin{pmatrix} t-1 \\ 0.3541 \\ (2.0717) \end{pmatrix}$ **			0.9256	0.9100	1.4002	1.5001
7-3 66. II. ~ 70. III.	45.6218	$\begin{pmatrix} t-1 \\ -0.0580 \\ (3.1369) \end{pmatrix}$ *****				$\begin{pmatrix} t-1 \\ -0.0043 \\ (2.5225) \end{pmatrix}$ ***	0.8834	0.8543	1.1635	1.1792

〈표 2-8-1〉 P_w 의變動모델의計測結果

(1) Dependent Variable P_w	(2) Constant Term	(3) Independent Variables					(4) Coefficient of Adjust. Correlation Multiple R	(5) Coefficient of Adjust. Correlation efficient $\bar{R}$	(6) Standard Error S	(7) D.W. Ratio D.W.
		I^w	I_m^a	E^s	W_i^o	C^p				
8-1 66. II. ~ 70. IV.	-96.6126	$\begin{pmatrix} t-1 \\ 0.0080 \\ (2.1214) \end{pmatrix}$ ***	$\begin{pmatrix} t-1 \\ 1.9843 \\ (18.7470) \end{pmatrix}$ *****				0.9855	0.9836	1.7551	0.6267
8-2 66. I. ~ 70. II.	50.0586	$\begin{pmatrix} t \\ -0.0251 \\ (1.6022) \end{pmatrix}$ *		$\begin{pmatrix} t \\ 0.4306 \\ (0.7819) \end{pmatrix}$ *	$\begin{pmatrix} t \\ 0.0029 \\ (4.5811) \end{pmatrix}$ *****		0.8661	0.8346	3.8192	0.6139
8-3 66. II. ~ 70. IV.	-45.0117	$\begin{pmatrix} t-1 \\ -0.0112 \\ (0.7740) \end{pmatrix}$ *	$\begin{pmatrix} t-1 \\ 1.2650 \\ (2.3769) \end{pmatrix}$ ***			$\begin{pmatrix} t-1 \\ 0.2215 \\ (1.3776) \end{pmatrix}$ *	0.9871	0.9845	1.7078	0.7121
8-4 66. I. ~ 70. II.	42.9656	$\begin{pmatrix} t \\ -0.0267 \\ (3.4414) \end{pmatrix}$ ****		$\begin{pmatrix} t \\ -0.0018 \\ (12.3248) \end{pmatrix}$ ***	$\begin{pmatrix} t \\ 0.7114 \\ (6.5005) \end{pmatrix}$ *****		0.9670	0.9598	1.9464	0.8865
8-5 66. II ~ 70. II	35.3626	$\begin{pmatrix} t-1 \\ -0.0376 \\ (4.4655) \end{pmatrix}$ *****		$\begin{pmatrix} t-1 \\ -0.0013 \\ (1.7774) \end{pmatrix}$ **	$\begin{pmatrix} t-1 \\ 0.7704 \\ (6.6134) \end{pmatrix}$ *****		0.9698	0.9627	1.8851	0.9428

모델 (8-4) 및 (8-5)은 I^w , W_i^o , C^p (製材·木材品の 生産指數, 賃金指數, 消費者物價) 등의 變動要因을 도입한 推定式이다. 여기서도 系列相關의 문제는 있으나 모델(8-5)이 대체로 現實的인 推定式으로 볼 수 있다.

9) 타이어·튜우브製品—都賣物價모델 (P_i^s)

모델 (9-1)은 P_i^s (타이어·튜우브製品의 都賣物價)의 變動모델이며 이의 變動要因은 I^r (고무製品의 生産指數)와 I_m^a (輸入商品都賣物價)의 變數로 假定한 것이다. 이 製品은 原資材의 輸入依存度가 높으므로 I_m^a (輸入商品의 都賣物價)의 上昇이 곧 P_i^s 의 物價變動에 크게 作用하고 있다는 것을 나타낸다. 모델 (9-2) 및 (9-3)은 變動要因을 I^r (고무製品의 生産指數)와 E^s (輸入單價指數), I_m^a (輸入商品都賣物價) 등의 變數로 假定하였다. 이들의 推定結果에서 보면 역시 系列相關이 문제된다. 그러나 이 문제를 고려하지 않는다면 (9-2) 모델이 選定될 것이다.

<표 2-9-1>

P_i^s 의 變動모델의 計測結果

	(1) Dependent Variable P_i^s	(2) Constant Term	(3) Independent Variables				(4) Coefficient of Multiple Correlation R	(5) Adjust. Correlation Coefficient $\bar{R}$	(6) Standard Error S	(7) D.W. Ratio D.W.
			I^r	I_m^a	E^s	W_i^u				
9-1	$\begin{matrix} (t) \\ 66. II. \sim \\ 70. IV. \end{matrix}$	-38.7645	$\begin{matrix} (t-1) \\ 0.0203 \\ (1.1323) \\ * \end{matrix}$	$\begin{matrix} (t-1) \\ 1.3732 \\ (15.5610) \\ ***** \end{matrix}$			0.9978	0.9751	1.4748	0.4161
9-2	$\begin{matrix} (t) \\ 66. II. \sim \\ 70. II. \end{matrix}$	62.4817	$\begin{matrix} (t-1) \\ -0.0578 \\ (1.0959) \\ * \end{matrix}$		$\begin{matrix} (t-1) \\ 0.3244 \\ (8.4841) \\ ***** \end{matrix}$	$\begin{matrix} (t-1) \\ 0.0023 \\ (4.1323) \\ ***** \end{matrix}$	0.8767	0.8457	2.4961	0.6905
9-3	$\begin{matrix} (t) \\ 66. II. \sim \\ 70. IV. \end{matrix}$	50.1924	$\begin{matrix} (t-1) \\ -0.0377 \\ (0.7639) \\ * \end{matrix}$	$\begin{matrix} (t-1) \\ 0.0543 \\ (6.8168) \\ ***** \end{matrix}$	$\begin{matrix} (t-1) \\ 0.4917 \\ (1.2626) \\ * \end{matrix}$		0.9117	0.8930	2.9920	0.5205

10) 石炭類—都賣物價모델 (P_u^s)

이 모델의 計測은 1966.I.~70.IV.의 四半期資料에 의한 分析이다. 모델 (10-1)은 I^s (總産業生産指數)와 I_m^a (輸入商品都賣物價) 變數를 變動要因으로 假定한 P_u^s 의 推定式이다. 石炭類는 政府의 燃料政策上的 諸般統制를 받기 때문에 이들의 原指數는 不規則的인 추세를 갖고 있다. 그러므로 위의 推定모델의 I^a , I_m^a 의 파라미터는 從屬變數에 대하여 理論的으로 符號條件이 合致하지 않는다. 이러한 이유에서 實績値와 推定値간의 殘差가 크게 나타난다.

모델 (10-2) 및 (10-3)은 I^a , F^x (外換率指數), E^s (輸入單價指數)를 變動要因으로 假定

(1) Dependent Variable P_s	(2) Constant Term	(3) Independent Variables			(4) Coefficient of Adjust. Multiple Correlation R^2	(5) Coefficient of Adjust. Multiple Correlation R^2	(6) Standard Error S	(7) D.W. Ratio $D.W.$
		I^s	I_m^s	F^s				
10-1 (t) 66. I. ~ 70. IV.	123.7801	(t) 0.4028 (10.3010) *****	(t) -0.5095 (1.0644) *		0.9741	0.9710	5.7282	0.9129
10-2 (t) 66. I. ~ 70. IV.	187.3815	(t) 0.4510 (8.6205) *****	(t) -1.0213 (1.8270) **	(t) -0.1947 (0.3337)	0.9796	0.9758	5.2411	1.2599
10-3 (t) 66. II. ~ 70. IV.	165.7227	$(t-1)$ 0.4378 (7.9049) *****	$(t-1)$ -0.9784 (1.7130) *	$(t-1)$ 0.0479 (0.0640)	0.9758	0.9708	5.3553	1.0077

〈표 2-10-2〉 P_s 의變動모델의計測結果(계속)

(1) Dependent Variable	(2) Constant Term	(3) Independent Variables						(4) Coefficient of Adjust. Multiple Correlation R^2	(5) Coefficient of Adjust. Multiple Correlation R^2	(6) Standard Error S	(7) D.W. Ratio $D.W.$
		I^s	W_t^s	C^s	E^s	M^s	F^s				
10-4 (t) 66. II. ~ 70. II.	16.9490	$(t-1)$ 0.4218 (2.9659) *****	$(t-1)$ -0.0077 (1.6966) *	$(t-1)$ 0.8862 (1.3315) *				0.9689	0.9616	5.6485	1.0083
10-5 (t) 66. I. ~ 70. IV.	52.8998	(t) 0.3137 (2.1825) ***	(t) 0.9360 (1.0378) *	(t) -0.5588 (0.8458) *	(t) -0.1430 (1.0905) *			0.9772	0.9710	5.7267	0.9017
10-6 (t) 66. I. ~ 70. IV.	337.0193	(t) -0.0629 (0.5829)	(t) 1.9605 (4.9970) *****	(t) -0.3625 (0.9780) *			(t) -3.8992 (5.7693) *****	0.9924	0.9903	3.3160	1.1483
10-7 (t) 66. II. ~ 70. IV.	272.4563	$(t-1)$ -0.0177 (0.1368)	$(t-1)$ 1.7709 (3.7099) *****	$(t-1)$ 0.1729 (0.3141)			$(t-1)$ -3.5808 (4.3801) ****	0.9878	0.9843	3.9363	0.9879

표 2-11-1) P_s 의變動모델의計測結果

	(1) Dependent Variable P_s	(2) Constant Term	(3) Independent Variables				(4) Coefficient of Adjust. Multiple Correlation R	(5) Coefficient of Adjust. Correlation R	(6) Standard Error S	(7) D.W. Ratio D.W.
			I^a	I_m^a	E^s	W_i^a				
11-1	(t) 66. II. ~70. IV.	34. 3918	(t-1) 0.1414 (8.1666) *****	(t-1) 0.3741 (1.6404) *			0.9725	0.9690	2.5226	0.7279
11-2	(t) 66. II. ~70. II.	21. 6757	(t-1) 0.0818 (1.5695) *	(t-1) 0.4891 (1.3641) *	(t-1) 0.0018 (1.6854) *		0.9712	0.9644	2.2257	1.0858
11-3	(t) 66. I. ~70. IV.	20. 8088	(t) 0.1049 (1.9113) **	(t) 0.5339 (1.7156) *	(t) 0.0233 (0.9562) *		0.9691	0.9632	2.7107	0.9023
11-4	(t) 66. II. ~70. IV.	25. 5920	(t-1) 0.0931 (2.1705) ***	(t-1) 0.4799 (1.6266) *	(t-1) 0.0386 (2.0225) **		0.9820	0.9784	2.1143	1.0553

표 2-11-2) P_s 의變動모델의計測結果(계속)

	(1) Dependent Variable P_s	(2) Constant Term	(3) Independent Variables				(4) Coefficient of Adjust. Multiple Correlation R	(5) Coefficient of Adjust. Correlation R	(6) Standard Error S	(7) D.W. Ratio D.W.
			I^a	F^a	E^s	C^p				
11-5	(t) 66. I. ~70. IV.	-20. 2889	(t) 0.1037 (4.3375) *****	(t) 0.6076 (2.3780) ***	(t) 0.3684 (1.3814) *		0.9760	0.9714	2.3957	0.8996
11-6	(t) 66. II. ~70. IV.	-23. 5558	(t-1) 0.1299 (6.3396) *****	(t-1) 0.5478 (2.5904) ***	(t-1) 0.4284 (1.5477) *		0.9841	0.9810	1.9826	1.1702
11-7	(t) 66. I. ~70. IV.	-64. 6124	0.2560 (3.6964) *****	1.4600 (3.3709) *****	(t) 0.4181 (1.7602) **	(t) -0.5807 (2.3095) ***	0.9823	0.9776	2.1251	1.7052
11-8	(t) 66. II. ~70. IV.	-30. 7026	(t-1) 0.1604 (2.3992) ***	(t-1) 0.7220 (1.7080) **	(t-1) 0.4200 (1.4753) *	(t-1) -0.1185 (0.4803) *	0.9849	0.9799	2.0355	1.3118

한 것이다. (10-2)의 推定結果에서 F^x (外換率指數)의 파라메터의 符號條件이 負值로 推定된다. 이것은 外換率의 上升이 景氣後退에 의한 石炭價格의 下落을 유발시킨다는데 커다란 原因이 있을 것이다. 모델 (10-3)은 (10-2)의 計測期間이 다르므로 直接的으로 비교할 수는 없으나 거의 동일한 傾向值로 推定되었다.

이상의 P_w^s 의 物價變動모델의 테스트에서는 (10-1), (10-2) 및 (10-4)의 推定式이 現實의인 說明力을 갖고 있다고 할 수 있다.

11) 石油類—都賣物價모델(P_e^s)

모델 10과 같이 石油類의 價格變動에 대한 豫測도 사실상 거의 不可能한 일이다. 모델 (11-1)은 time-lag 모델로서 먼저 P_e^s (石油類의 都賣物價)의 變動要因으로서 I^a (產業生產指數)와 I_m^a (輸入商品都賣物價)의 變數를 假定한다. 石油類의 供給은 原油輸入에 의존되므로 I_m^a 의 變動에 크게 作用받는 結果로 推定된다.

또한 모델 (11-2) 및 (11-3), (11-4)은 I^a , E^s , W_i^a (總產業生產指數, 輸入單價指數 및 賃金指數) 등의 變動要因을 假定한 것이다. 이들의 推定結果에서도 E^s 의 彈力性이 매우 크게 作用한다는 사실에서 原資材의 輸入價格은 國內의 與件을 거의 外面하는 傾向을 가지고 있다.

모델 (11-5) 및 (11-6)은 I^a , F^x , E^s (總產業生產指數, 外換率指數, 輸入單價指數)의 變動要因을 도입한 假定이다. 이 두 推定式의 각 파라메터는 모델 (11-1)~(11-5)와 같이 外換率과 輸入單價의 變動要因에 의하여 明確한 豫測值를 推定할 수 있다. 이 모델의 標準誤差는 낮은편이나 다소의 系列相關이 나타난다. 모델 (11-7) 및 (11-8)은 위의 (11-5) 및 (11-6) 모델에 消費者物價變動을 추가한 것이다. 이들 (11-7) 및 (11-8)의 推定式에서는 C^p 變數의 파라메타의 負值條件이 모델의 결함이다.

이상의 石油類都賣物價모델은 (11-3), (11-4) 및 (11-6)이 妥當하다고 볼 수 있다.

12) 電力物價變動모델(P_e^s)

電力은 公共料金으로서의 管理價格이므로 사실상 料金變動의 豫測도 거의 불가능하다. 먼저 모델 (12-1)은 I^a , I_m^a (總產業生產指數, 輸入商品都賣物價) 등을 變動要因으로 假定한 것이다. 이 推定모델에서는 I_m^a 係數(-0.49)가 負值로 推定된다. 이것은 正常的으로 景氣後退期の 電力供給變動이라고 볼 수 있다. 모델 (12-2) 및 (12-3)은 I^a , F^x , E^s 와 대응시킨 電力料金變動모델의 假定이다. 이 모델의 推定結果는 (12-1)식과 같이 E^s , F^x 의 變動要因이 크게 作用한다.

한편 모델 (12-4)은 I^a , W_i^a , C^p 를 變動要因으로 도입한 推定式이며 여기에서도 I^a 및 C^p

P_c의變動모델의計測結果

〈표 2-12-1〉

	(1) Dependent Variable P_c	(2) Constant Term	(3) Independent Variables					(4) Coefficient of Adjust. Multiple Cor- relation R	(5) Cor- relation Co- efficient R	(6) Standard Error S	(7) D.W. Ratio $D.W.$
			I^a	I_m^a	F^a	E^a	W_f^a				
12-1	$\begin{pmatrix} t \end{pmatrix}$ 66. I. ~70. IV.	134. 1974 $\begin{pmatrix} t \end{pmatrix}$ $\begin{pmatrix} 9. 3853 \end{pmatrix}$ *****	$\begin{pmatrix} t \end{pmatrix}$ -0. 4902 $\begin{pmatrix} 1. 3987 \end{pmatrix}$ *					0. 9665	0. 9625	4. 1941	0. 7404
12-2	$\begin{pmatrix} t \end{pmatrix}$ 66. I. ~70. IV.	$\begin{pmatrix} t \end{pmatrix}$ 0. 3152 $\begin{pmatrix} 8. 0496 \end{pmatrix}$ *****	$\begin{pmatrix} t \end{pmatrix}$ -0. 9474 $\begin{pmatrix} 2. 2642 \end{pmatrix}$ ***	$\begin{pmatrix} t \end{pmatrix}$ 0. 2482 $\begin{pmatrix} 0. 5683 \end{pmatrix}$ *****				0. 9725	0. 9672	3. 9232	1. 0095
12-3	$\begin{pmatrix} t \end{pmatrix}$ 66. II. ~70. IV.	$\begin{pmatrix} t-1 \end{pmatrix}$ 0. 2724 $\begin{pmatrix} 6. 4365 \end{pmatrix}$ *****	$\begin{pmatrix} t-1 \end{pmatrix}$ -0. 5747 $\begin{pmatrix} 1. 3164 \end{pmatrix}$ *	$\begin{pmatrix} t-1 \end{pmatrix}$ 0. 1833 $\begin{pmatrix} 0. 3208 \end{pmatrix}$				0. 9640	0. 9566	4. 0930	0. 8745
12-4	$\begin{pmatrix} t \end{pmatrix}$ 66. II. ~70. II.	$\begin{pmatrix} t-1 \end{pmatrix}$ 0. 2246 $\begin{pmatrix} 3. 8557 \end{pmatrix}$ *****			$\begin{pmatrix} t-1 \end{pmatrix}$ -0. 0112 $\begin{pmatrix} 6. 0000 \end{pmatrix}$ *****	$\begin{pmatrix} t-1 \end{pmatrix}$ 1. 5241 $\begin{pmatrix} 5. 5898 \end{pmatrix}$ *****		0. 9873	0. 9843	2. 3138	1. 5613
12-5	$\begin{pmatrix} t \end{pmatrix}$ 66. I. ~70. IV.	$\begin{pmatrix} t \end{pmatrix}$ -0. 0067 $\begin{pmatrix} 0. 6833 \end{pmatrix}$	$\begin{pmatrix} t \end{pmatrix}$ -2. 7504 $\begin{pmatrix} 4. 4409 \end{pmatrix}$ *****	$\begin{pmatrix} t \end{pmatrix}$ 0. 1430 $\begin{pmatrix} 0. 4212 \end{pmatrix}$		$\begin{pmatrix} t \end{pmatrix}$ 1. 2282 $\begin{pmatrix} 3. 4162 \end{pmatrix}$ *****		0. 9846	0. 9805	3. 0387	0. 8261

의 係數는 理論的으로 妥當하며 이의 推定結果도 매우 良好하다.

이상의 電力料金の 變動要因은 주로 (12-2)와 (12-4)의 推定式이 選定될 것이다.

III. 結 論

本稿의 物價變動에 관한 計量的 分析은 都賣物價의 變動要因分析을 통하여 品目別都賣物價變動의 모델에서 이의 主要變動類型을 파악하려는데 있다. 여기서 다룬 內容은 여러가지의 條件중에서도 특히 品目別에 관한 統計系列의 未備와 이로 인한 說明變數選定에 대한 制約과 모델에 대한 simulation의 不足 등으로 많은 문제점을 내포하고 있다.

이러한 관점에서 이루어진 本稿의 分析結果는 만족할 수 없다. 만일 이들의 結果에서 얻을 수 있는 效果가 있다면 다만 都賣物價의 主要變動要因과 이의 波及傾向에 대한 일반적인 framework를 파악하는데 그칠 것이다.

1. 分析結果의 要約

1) 都賣物價의 變動要因—中分類基準

季節變動調整의 四半期別資料를 이용한 全國賣都物價變動에 관한 要因分析의 結果는 不確定的인 것이나 대체로 다음과 같이 要約할 수 있다.

첫째 全國都賣物價의 變動모델은 國內的 變動要因—産業生産指數, 賃金指數, 消費者物價, 農家販賣價格, 通貨量 등—과 國際的 變動要因—輸入商品都賣物價, 輸入單價指數, 外換率 등—의 變數에 대응시켰다. 이들의 分析에서 얻을 수 있는 結果는 주로 國內的 要因 보다 國際的 變動要因 즉 輸入商品의 都賣物價, 輸入單價指數, 外換率 등의 要因의 假定 아래서 推定한 것이 보다 現實的인 說明力을 갖게 된다는 것이다.

물론 國內的 變動要因 중에서도 賃金變數의 物價에 대한 impact는 사실상 거의 무시될 정도로 나타난다. 한편 産業生産指數와 消費者物價의 impact는 都賣物價變動에 대하여 중요한 역할을 하고 있다.

둘째 이들 推定모델의 각 係數에 대한 統計學的인 信賴水準은 높으나 다만 確率變數인 D.W. Ratio의 테스트에서 보면 일반적으로 系列相關이 存在하는 傾向이 크게 나타난다는 사실을 否認할 수는 없었다.

2) 都賣物價의 變動要因—細分類基準

本稿의 分析作業에서 취급한 細分類에 의한 都賣物價變動은 처음에 64品目別의 모델을 테스트하였다. 그러나 이 테스트를 거쳐 이중에서 가장 現實性을 지닌 9個의 主要品目に

관한變動모형을採擇하였다. 즉 全國都賣物價로서 農產食用品(平均), 米穀, 麥類, 薯類, 水產食用品(平均), 기타食品(平均), 그리고 石炭類, 石油類, 電力 등에 관한變動要因의計量的 모형을 논의하였다. 그러나 이들의細分類資料에 의한計測結果는 中分類의 그것에 비하여 좋은結果는 아니었다.

農產食用品과 米穀 및 麥類의 都賣物價의 主要變動要因은 주로 外換率, 輸入單價指數와 消費者物價 등에 크게 영향을 받고 있다. 石炭類를 비롯한 管理價格制에 놓여있는 都賣物價는 物價政策上的 政策變數이므로 이들의 原系列은 거의 不規則的인 것이므로 이의變動모형·테스트의 結果에서도 外換率의 파라메터의 符號條件이 負値로 나타나는 것이特徵의 하나이다. 이 사실은 理論的으로 外換率의 引上은 景氣後退期에 의한 石炭價格의 下落現象을 조래한다고도 볼 수 있을 것이다. 또한 國內的 要因으로서는 消費者物價와 産業生産指數 등을 들 수 있다. 石油類 및 電力의 都賣物價는 原資材輸入에 의하여 供給된다는 側面에서 본다면 주로 輸入商品의 都賣物價, 外換率과 輸入單價指數 등의 國際的 要因에 의하여 규정되는 傾向이 명확하게 나타날 것이다.

이상에서 본 것과 같이 都賣物價變動의 主要要因은 주로 外的要因의變動에 의하여 규정되며 또한 內的要因으로서 産業生産指數, 消費者物價 등을 고려해야 할 것이다.

2. 物價政策의 基本方向에 관하여

1) 消費者物價變動

첫째 消費者物價變動에 대한 需要要因과 賃金코스트要因의 側面에서 分析한 結果는 주로 需要要因의變動이 消費者物價의 등귀에 커다란 영향을 미친다고 할 수 있다. 이 사실은 需要要因이 우리나라의 消費者物價등귀를 보다 合理的으로 설명할 수 있을것 같다. 한편 賃金코스트要因側의 結果에서 보면 消費者物價등귀는 적어도 1960~70 年間에 있어서는 wage-cost-push에 의한 인플레이션의 영향은 명확하게 나타나지 않는다.

둘째 需要要因과 財政·金融要因을 감안한 分析結果에서는 物價와 通貨量간의 단순한 關聯性만을 논의할 수는 없으나 그러나 通貨量의 팽창이 다른 波及經路를 통하여 物價水準의 등귀에 영향력을 가진 것으로 나타난다.

셋째 wage cost 要因이 物價上昇要因으로서 점차적으로 그 영향력이 커져 간다고 볼 수 있다. 이 사실은 최근의 우리나라의 製造工業의 勞動生産性的 급격한 上昇에 비하여 賃金코스트는 거의 安定的인 傾向을 가진다. 이것은 價格上昇의 壓力에 대한 영향이 일종의 徐行的인 要因으로서 등장하고 있다는 것을 시사해 준다.

넷째 季節性을 띤 食料品價格의 등귀는 需要・供給面과 流通機構의 결합에서 발생하는 流通코스트의 上昇을 중요시하지 않을 수 없는 것이다.⁽⁵⁾

2) 都賣物價變動

첫째 都賣物價는 주로 國內的變動要因 보다도 國際的變動要因에 의존되는 뚜렷한 傾向을 나타내며 이것이 우리나라의 物價構造變動要因의 特徵이다. 이와 같은 문제의 解決은 금후의 都賣物價變動에 대한 精確한 豫測과 이의 波及效果의 分析이 앞서는데서 찾을 수 있을 것이다. 따라서 可變的인 impact 모델의 研究에 의하여 이에 필요한 外生變數의 動向이 精確하게 豫測되어 있어야 할 것이며 이것이 곧 物價對策아닌 物價政策을 위한 귀중한 策定基準이 될 것이다.

둘째 金후의 우리나라 物價政策에 있어서는 주로 外生的 要因에 의존되고 있는 物價構造變動의 문제를 심층히 再檢하지 않으면 안될 것 같다. 즉 物價變動의 內生的인 先導要因을 배경으로 한 政策이 아쉽다.

3. 物價政策의 效果테스트에 관하여

여기서는 物價政策상의 調整變數—公共料金, 穀價, 輸出入價格, 公示價格, 外換率, 財政 및 金融需要規模 등—의 波及效果테스트에 관하여 언급해 두고자 한다. 物價政策決定상의 效果테스트는 個別的인 物價構造의 變動모델의 確定과 또한 經濟構造의 側面에서의 物價構造方程式을 確定지우지 않으면 調整變數의 impact는 유도할 수 없다.

물론 흔히 이용되고 있는 產業聯關表에 의한 impact 分析도 가능하나 지금까지의 경험에 비추어 본다면 이 I.O.表에 의한 方法은 사실상 너무나 단조로운 것이며 이 方法은 統計的인 分析結果와의 補完的인 이용에서 더욱 有益한 結果를 얻을 수 있을 것이다. 특히 物價政策에 있어서의 外換率의 變動과 財政・金融규모에 의한 公共料金, 輸入價格, 穀價 등의 價格決定은 이와 같은 經濟構造體系에서 얻은 物價變動의 메카니즘을 충분히 반영시킬 수 있는 것이어야 할 것이다.

따라서 政策의으로 이루어지는 價格政策은 一般物價變動은 물론 經濟全般에 걸친 波及效果의 문제를 충분히 고려하지 않으면 안될 것이다. 그러므로 위에서 본 輸入價格과 公共料金 등은 現實的인 經濟構造에서는 外生變數로서 취급된다. 이것은 政府의 政策에 의하여 調整되는 外生變數 즉 政策變數의 效果를 테스트하여 impact multiplier를 推定해야 한다. 金후의 物價安定策의 策定基準의 設定은 이러한 方法에 의거하여 推定한 impact multiplier를

(5) 拙稿, 「消費者物價變動의 計量的 分析」, 서울大經營大學院, 『記念論文集』, 1971, pp.110-111, 참조.

기초로 하여 再論되어야 할 것 같다.

따라서 이의 推定作業의 범위는 사실상 방대한 領域이 될 것이다. 첫째 經濟構造모델의 테스트와 둘째 모델에 투입될 統計資料의 檢討 및 調整, 셋째 內生變數와 外生變數의 選定, 넷째 impact multiplier 와 推定에 의한 效果테스트(實績値와 波及效果의 推定値) 등의 순서로 이루어질 것이다.

本稿에서 취급한 中分類와 細分類에 의한 品目別 都賣物價의 變動모델의 테스트에서는 公共料金引上에 대한 直接的인 波及效果의 도출은 불가능한 일이었다. 그러나 다만 이들 각종모델의 變動要因分析에서 얻은 確定要因(外生 및 內生變數)에 대하여 정확한 豫測値만이 기대된다면 각 品目別의 變動値와 이들의 主要變動要因(主要說明變數)의 추세치를 이용하여 一般物價에 대한 間接적인 impact를 推定할 수 있을 것이다.

이와같은 문제는 經濟成長의 實質적인 基動力이 되는 投資에 있으며 이 경우의 投資는 物價變動에 대하여 두가지 效果의 側面에 分析되어야 할 것이다. 즉 本稿에서 다룬 主要變動要因의 分析結果에서 一般物價에 대한 波及效果는 投資增大에 의한 產出效果와 投資增大에 의한 總需要效果를 다룰 수 있을 것이다. 이 產出效果는 一般物價의 下落과 總需要效果는 一般物價의 上昇을 유발시킬 것이다. 이들의 理論적인 근거는 이의 구체적인 몇가지의 間接적인 效果테스트를 논의해 보코자 한다.

$$A_1 = -302.93 - 1.91I_1 + 0.20K_T + 0.85C_T$$

58~70 (6.02) (2.29) (8.34)

***** *** *****

$$R=0.99 \quad \bar{R}=0.98 \quad S=5.68 \quad D.W.=2.46$$

A_1 : 全國都賣物價指數(58~70年度別資料)

I_1 : 産業總生産指數

K_T : 固定資本形成(總額)

C_T : 民間消費支出(總額)

$$A_3 = -78.84 - 0.78I_3 + 0.14I_F + 0.38C_T$$

58~70 (8.51) (0.98) (10.24)

* * *****

$$R=0.99 \quad \bar{R}=0.99 \quad S=4.29 \quad D.W.=2.29$$

A_3 : 음료 및 연초의 都賣物價指數

I_3 : 음료품生産指數

I_F : 固定資本形成(제조업)

$$A_4 = -129.62 - 0.42I_{4t} + 0.28I_{Ft} + 0.37C_{Tt}$$

58~70 (5.19) (1.12) (5.42)

***** *

$$R=0.98 \quad \bar{R}=0.98 \quad S=7.12 \quad D.W.=1.27$$

A_4 : 섬유 및 그 제품의 都賣物價指數

I_4 : 섬유製品の 生産指數

$$A_8 = -176.33 - 0.52I_{8t} + 0.29I_{Ft} + 0.46C_{Tt}$$

58~70 (5.00) (1.01) (4.93)

***** *

$$R=0.96 \quad \bar{R}=0.95 \quad S=8.56 \quad D.W.=2.21$$

A_8 : 化學製品の 都賣物價指數

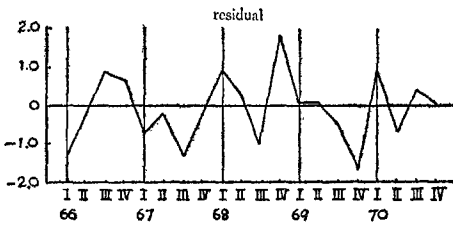
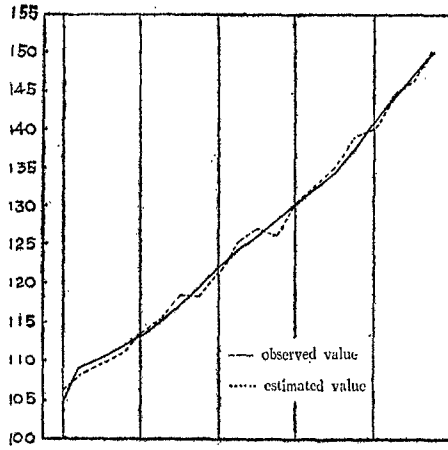
I_8 : 化學製品の 生産指數

위의 4개의 都賣物價모델(1958~70)은 經濟構造的 側面에서 본 產出效果를 표시하는 變數를 이용한 混合型의 計測모델이다. 각 모델의 說明變數의 重要度는 이미 주어진 자료를 이용하여 個別函數에서 충분히 논의된 物價變動의 主要要因이다. 이와같은 間接的인 接近方式에 의한 推定에서도 一般物價에 미치는 波及을 대체로 豫測할 수 있으며 이들의 波及效果의 推定値는 더욱 信賴度가 높아질 것이다. 따라서 外生變數로서의 公共料金の 引上과 高度成長에 의한 財政需要規模의 擴大, 外換率引上 등의 波及度도 推定할 수 있을 것이다.

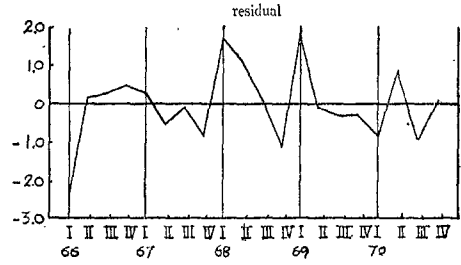
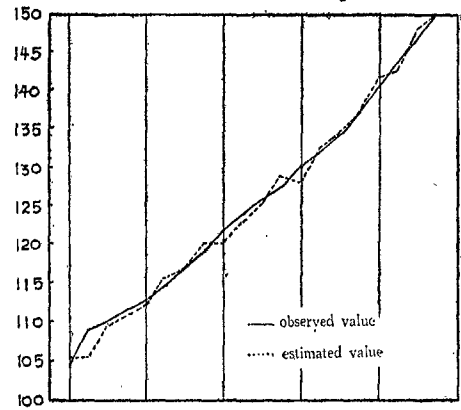
[筆者 : 서울大學校 經營大學院 副教授]

〈附 表〉

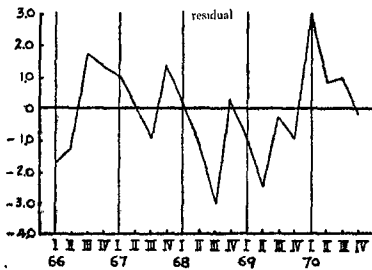
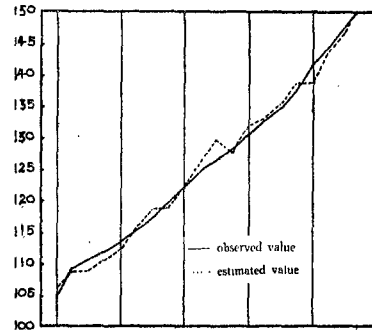
(1-1) P_a^w



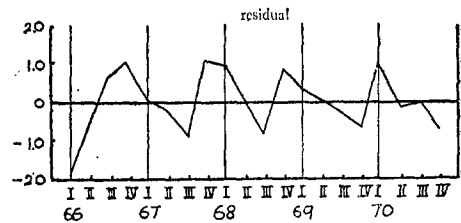
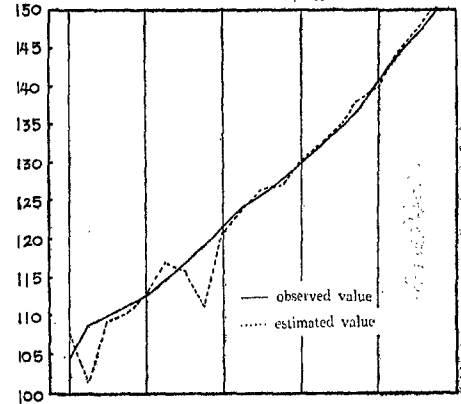
(1-2) P_{at}^w



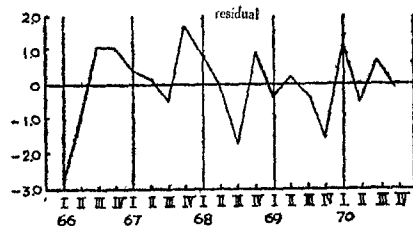
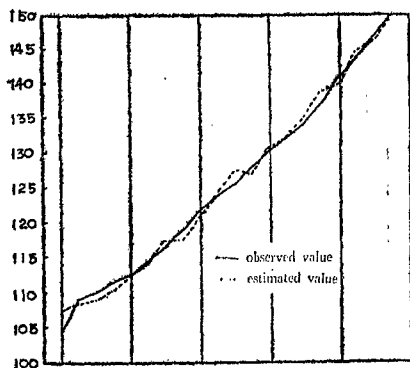
(1-7) P_a^w



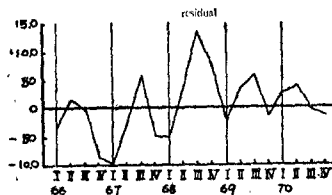
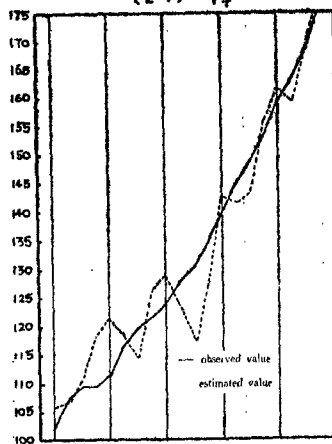
(1-5) P_a^w



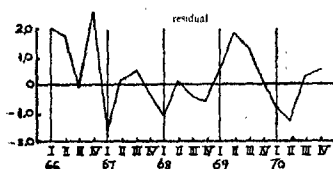
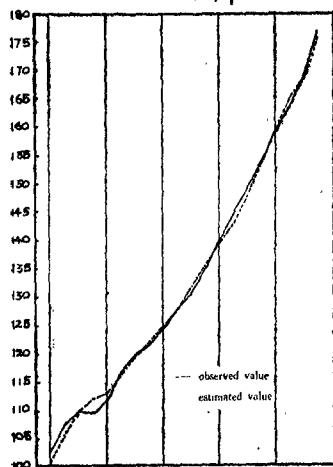
(1-8) P_2^w



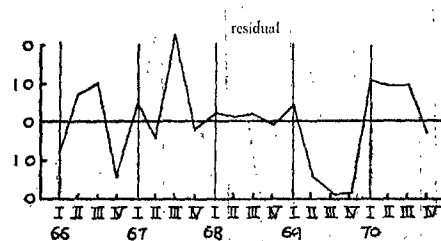
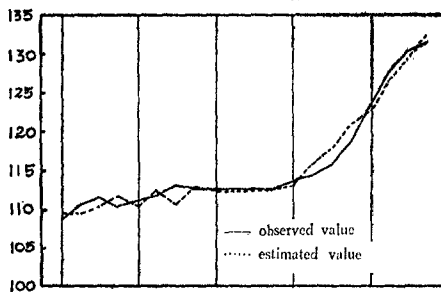
(2-1) P_2^w

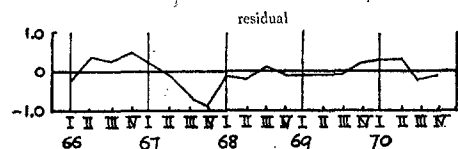
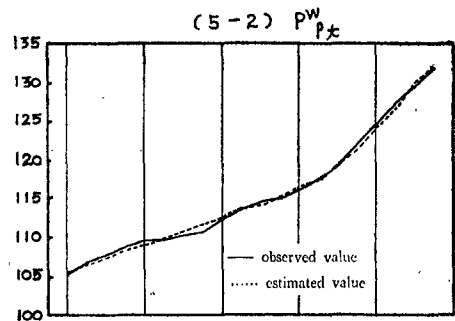
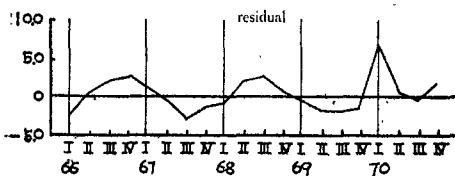
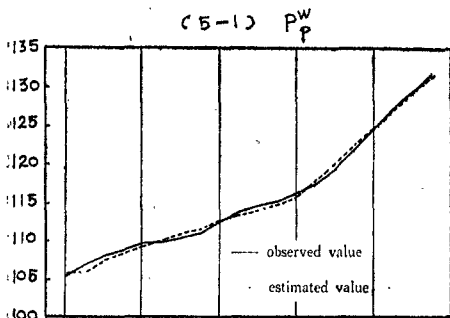
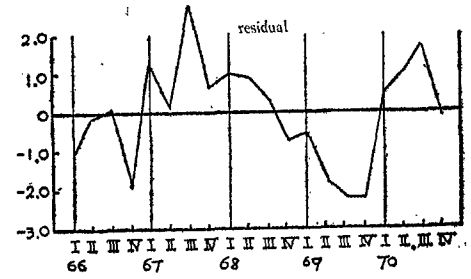
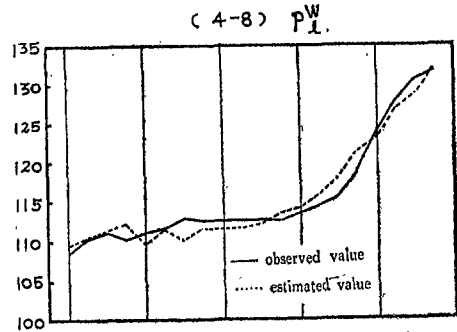
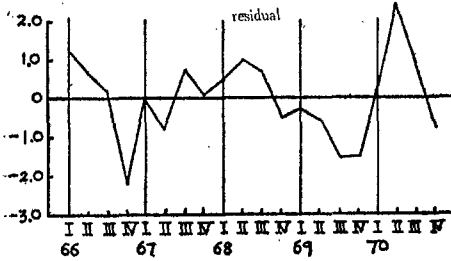
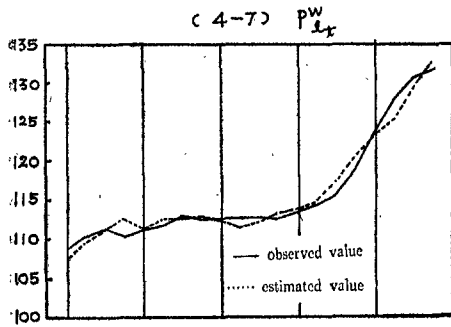


(2-7) P_2^w

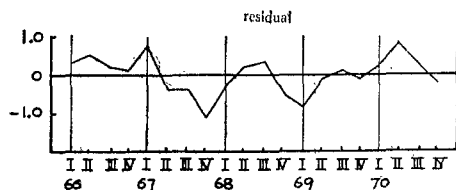
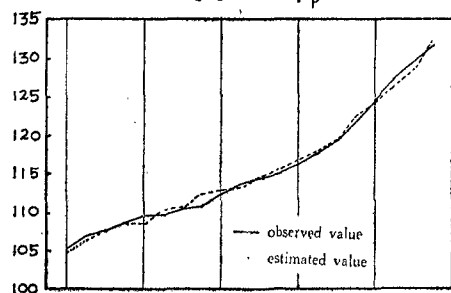


(4-5) P_1^w

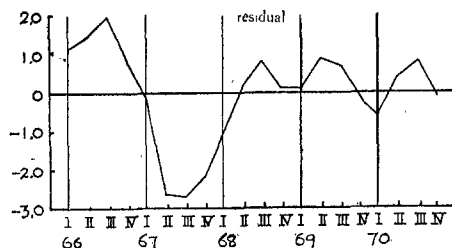
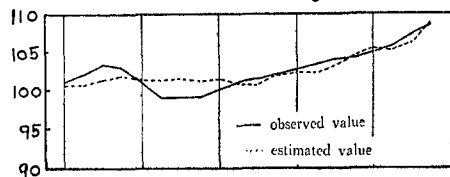




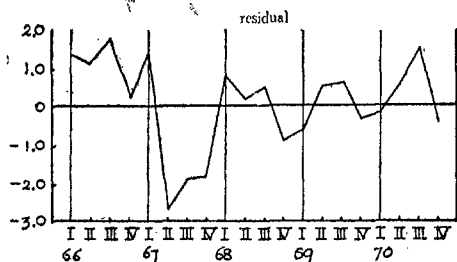
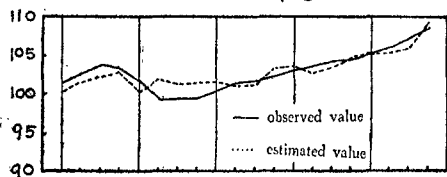
(5-7) P_p^w



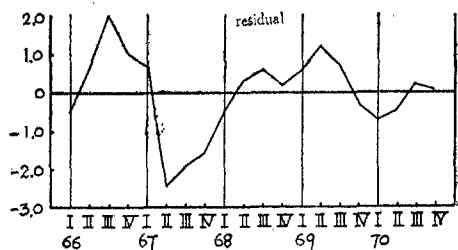
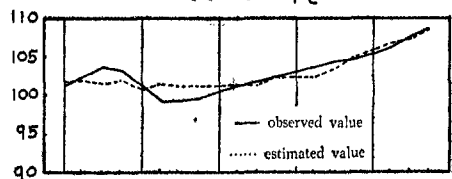
(6-5) P_c^w

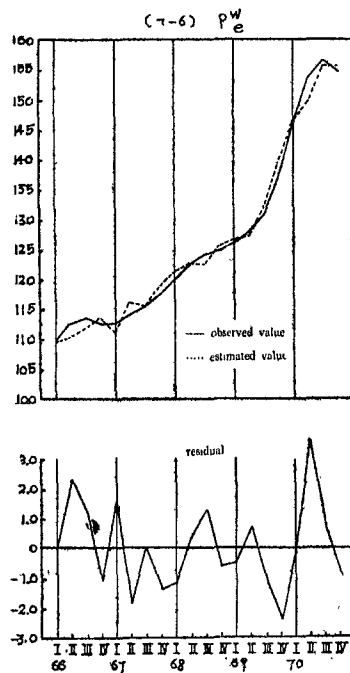
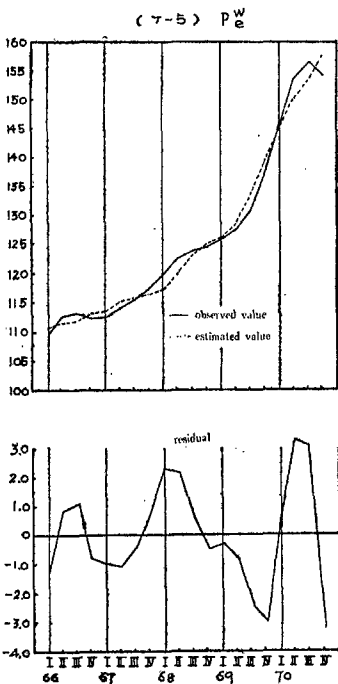
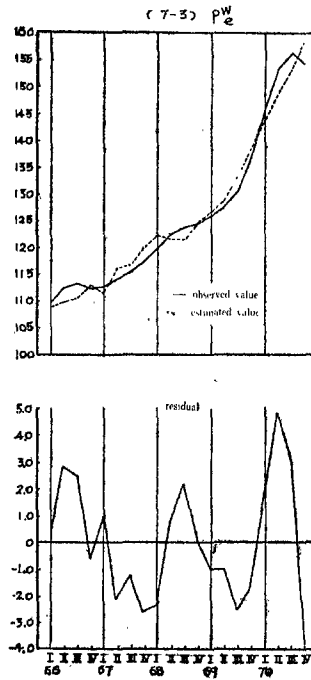
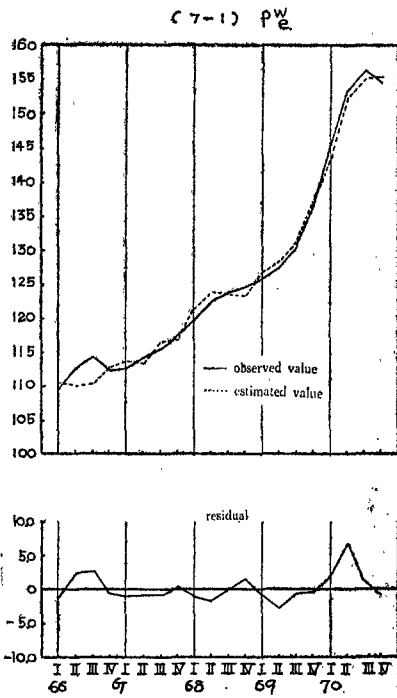


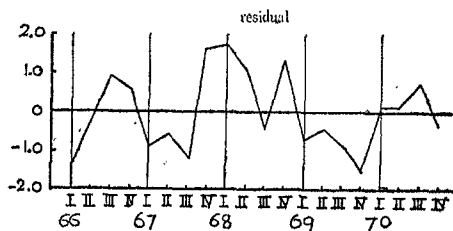
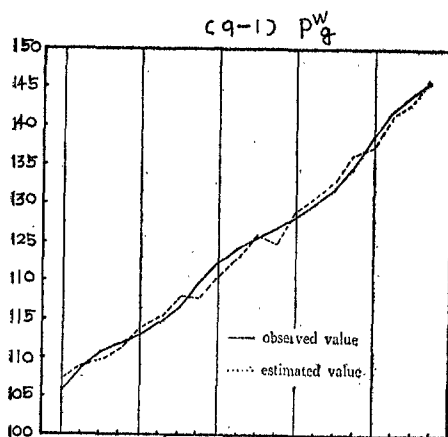
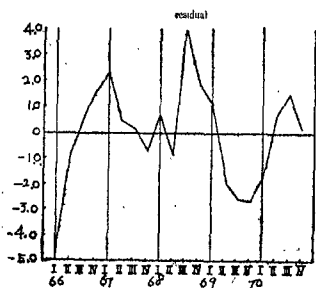
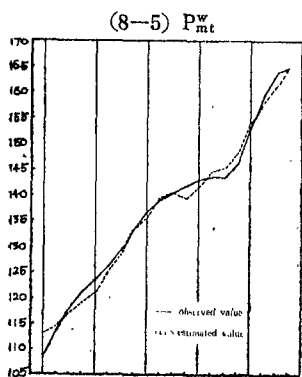
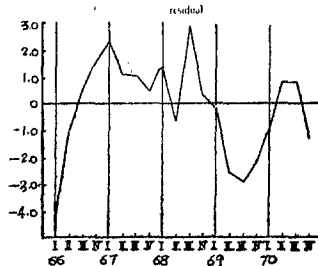
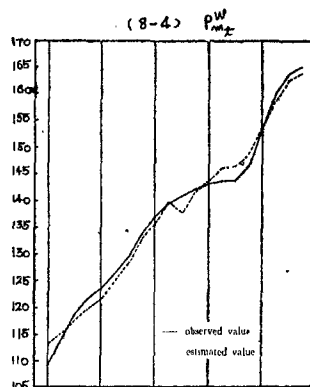
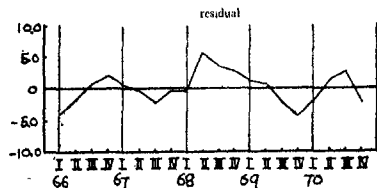
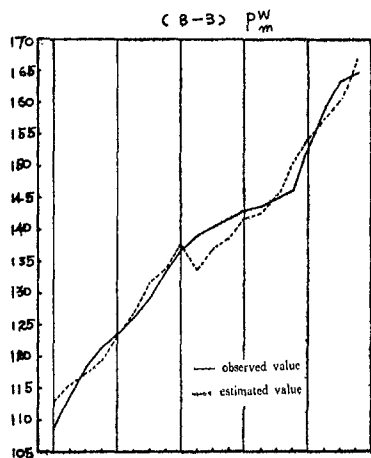
(6-8) P_c^w



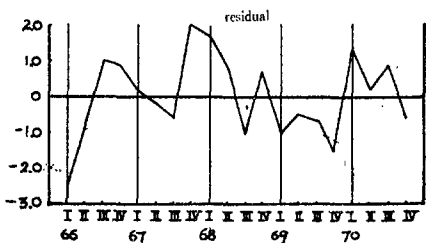
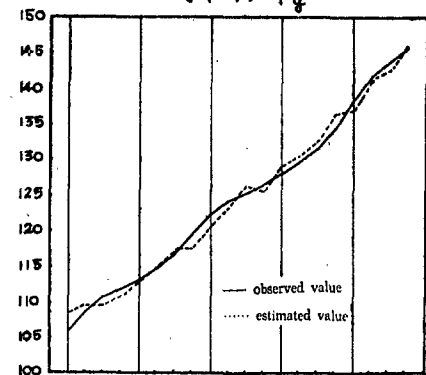
(6-6) P_c^w



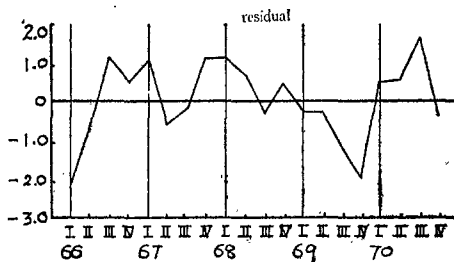
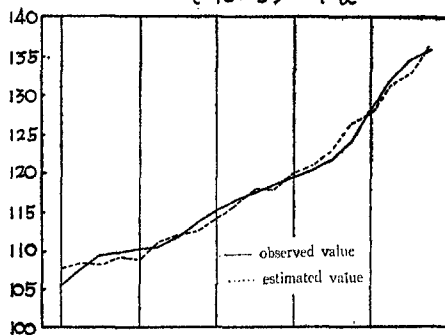




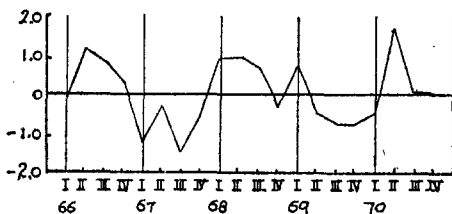
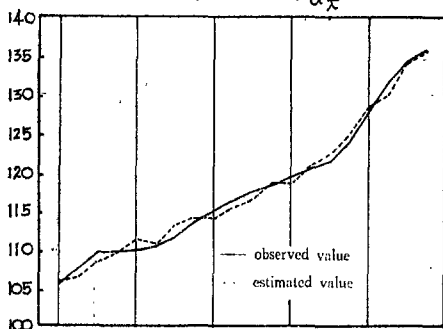
(9-4) P_8^w



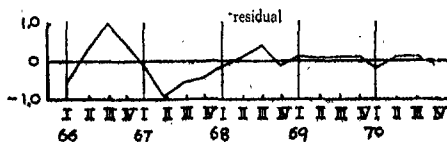
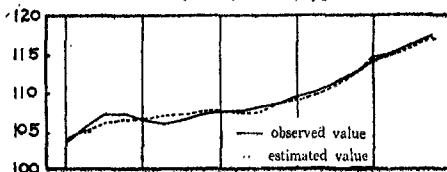
(10-3) P_{α}^w



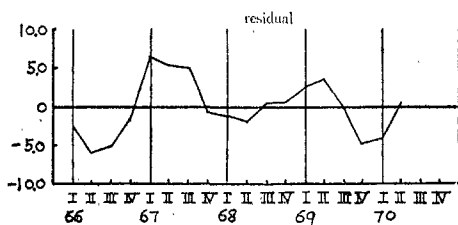
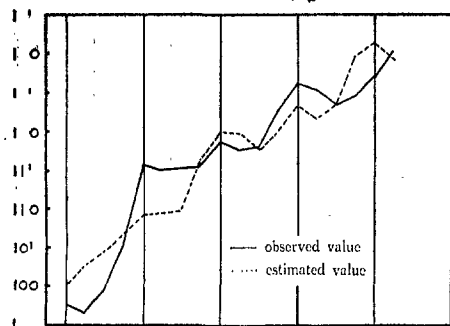
(10-6) P_{α}^w



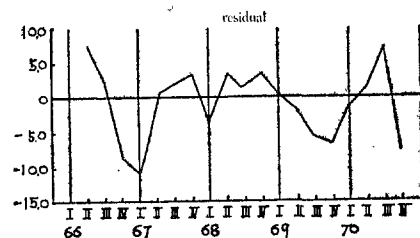
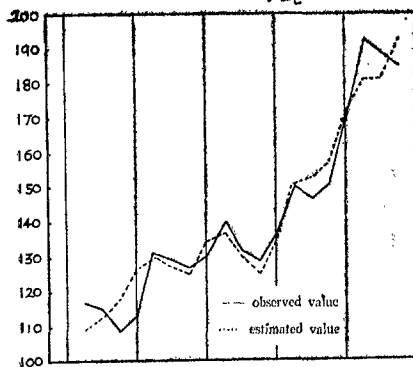
(11-1) P_{α}^w



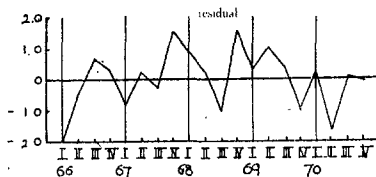
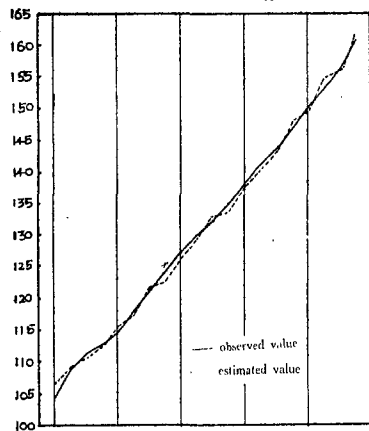
(1-3) p_b^s



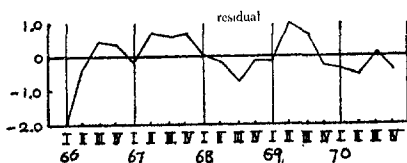
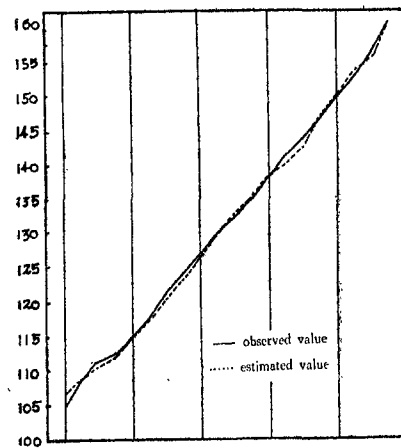
(4-2) p_{at}^s

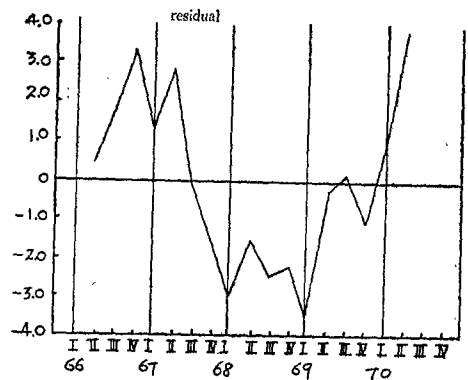
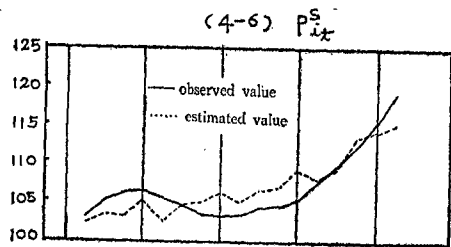
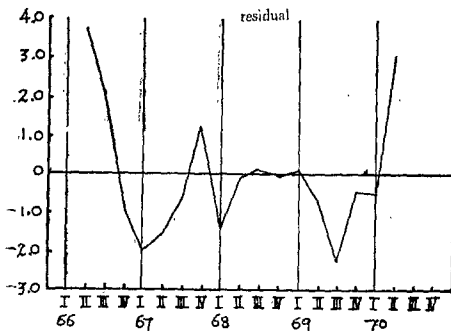
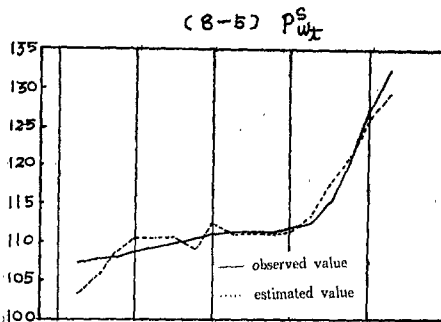
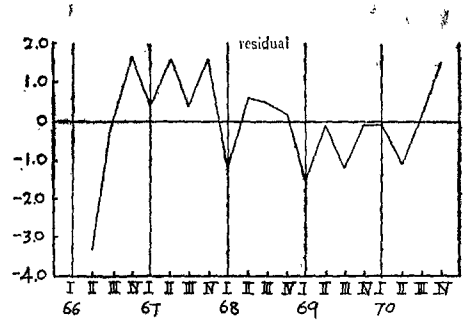
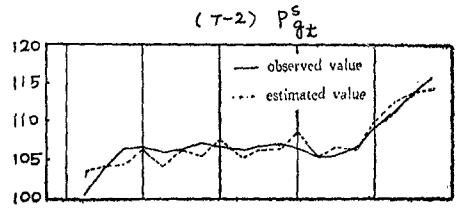
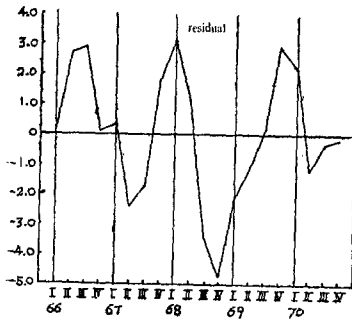
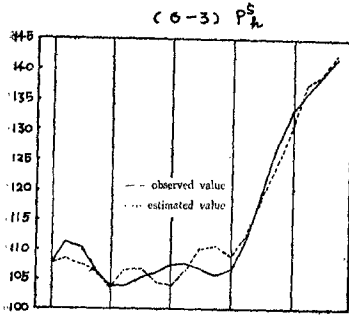


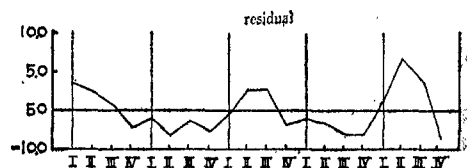
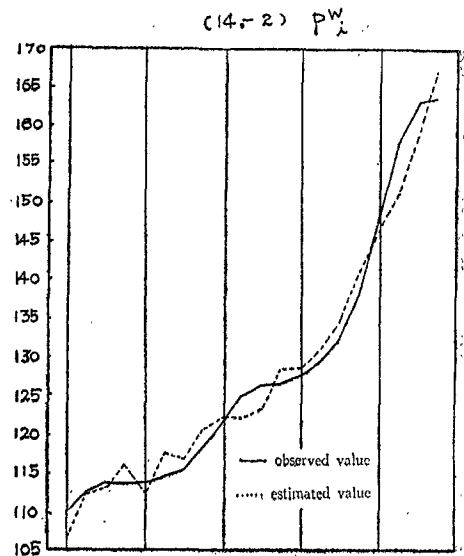
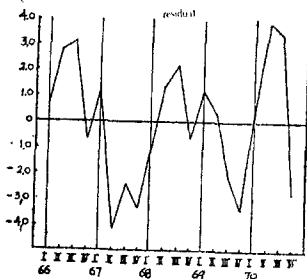
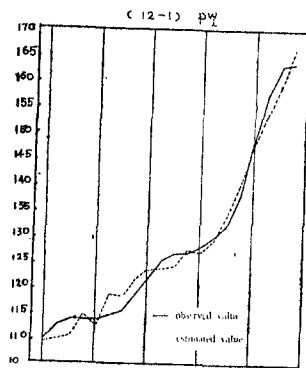
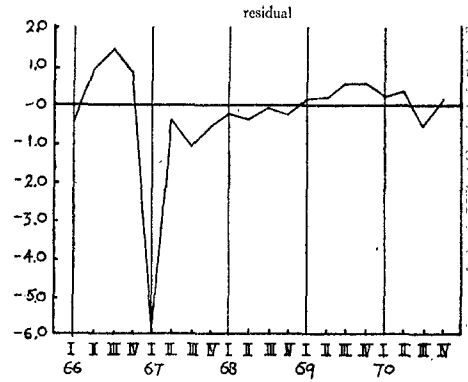
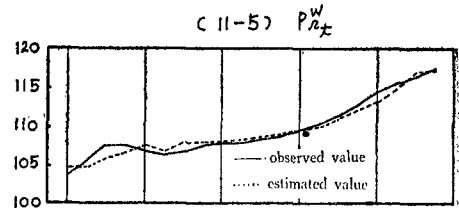
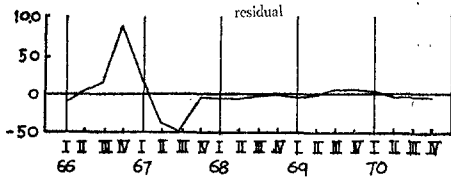
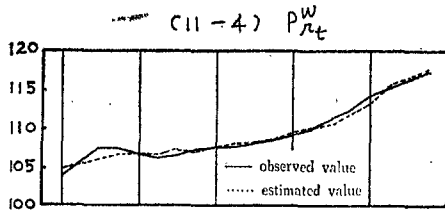
(13-3) p_u^w



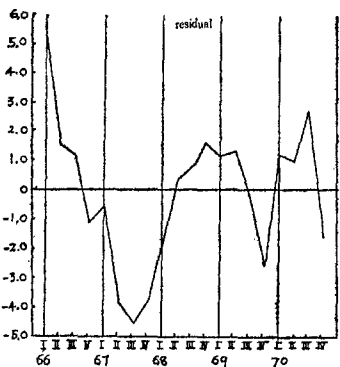
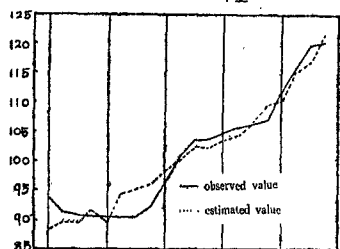
(13-4) p_u^w



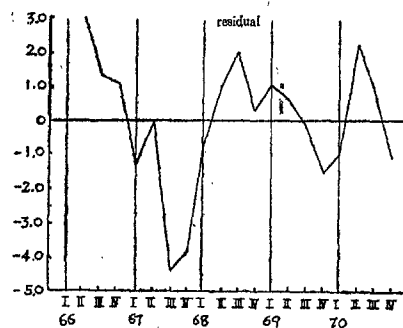
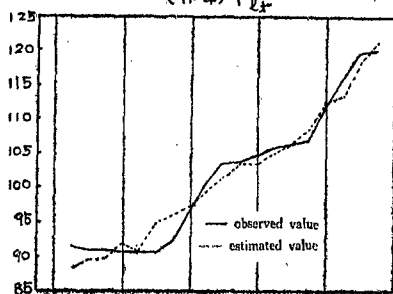




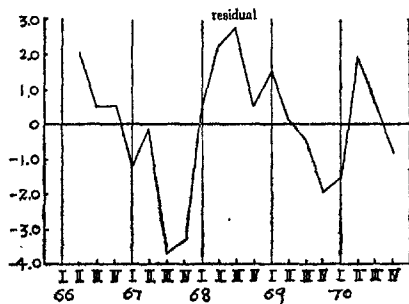
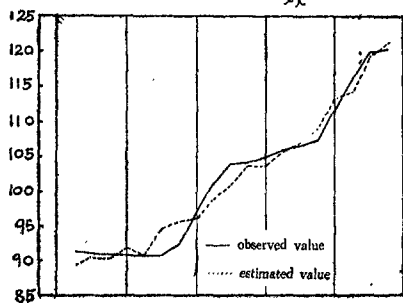
(11-3) P_{12}^S



(11-4) P_{12}^S



(11-6) P_{12}^S



(12-2) P_{12}^S

