

研究報告
1989. 12 189

원貨切上이 韓國農業에
미치는 影響에 관한 研究

薛 光 彦(副研究委員)
權 五 祥(臨時研究員)

韓國農村經濟研究院

빈

면

연구보고 189

원화절상이 한국농업에 미치는 영향에 관한 연구

요약

이 연구에서 다룬 것은 원화절상이 농업부문에 미치는 영향 중에서 농산물 수입에 미치는 영향, 농가의 자본집약도에 미치는 영향, 농가의 농업경영비에 미치는 영향의 세 가지 부분이었다.

먼저 원화절상은 원화표시 농산물 수입가격의 하락을 가져옴으로써 농산물 수입을 촉진시키는 효과를 가진다. 따라서 주요 농산물 수입량이 환율변동에 따라 얼마만큼의 영향을 받는지를 수입 수요의 환율변동에 대한 탄력성 계측으로 추정해 본 결과에 의하면, 쇠고기 수입의 경우는 환율이 1% 낮아지는 경우(평가절상의 경우) 그 수입량이 0.337%만큼 증가하는 것으로 나타났고, 사료용 옥수수의 경우에는 0.249%, 비사료용 옥수수의 경우에는 0.136%, 대두는 0.131%, 양고기는 0.108%의 수입량 증가가 있는 것으로 나타났다. 그밖에 주요 수입 농산물인 밀, 수수, 커피 등에 대한 수입함수의 추정결과 이들 품목은 환율변동이 수입량 변화에 별다른 영향을 주지 못하고 있는 것으로 나타났다.

다음으로 환율의 변동은 국내 이자율 수준의 변동을 가져오고 이는 곧 생산요소의 결합비율인 농가의 자본집약도를 변화시키게 되는데, 이러한 효과를 분석하기 위하여 먼저 원화절상시에 국내이자율이 얼마나 변화하는지를 추정하고, 다음 단계로 우리나라 농가의 자본과 노동의 대체탄력성을 추정한 후, 두 단계에 걸쳐 추정된 결과를 이용하여 농가의 자본집약도의 변화를 계측하였다.

각 단계별 추정 결과에 따르면, 원화가 1% 절상되는 경우 국내 이자율은 1.036% 상승하게 되는 것으로 나타났고, 우리나라 농가의 자본과 노

동의 대체탄력성은 농가평균으로 볼 때 약 0.442정도인 것으로 추정되었다.

위의 두 가지 효과를 이용하여 원화가 1% 절상될 때 농가의 자본집약도가 얼마만한 변동을 가져오는지를 측정한 결과, 원화가 절상되면 농가는 자본의 비용인 이자율이 높아지게 됨에 따라 종전의 자본-노동투입비율이 보다 노동집약적인 방향으로(약 0.455 %정도) 조정되는 것으로 나타났다.

그리고 원화의 절상은 원화표시 수입상품의 변동을 초래함으로써 수입상품을 원자재를 사용하는 모든 상품의 가격변동을 가져와 모든 국내상품의 가격변동을 초래하고 그 결과 농가의 농업경영비에도 변동을 가져오게 된다. 이러한 파급효과를 산업연관분석을 통하여 측정해 본 결과 원화가 10% 절상되는 경우 농가의 농업경영비는 약 3%정도 감소하는 것으로 나타났다. 그러나 이러한 분석결과는 어디까지나 산업연관표에 의한 것이기 때문에 그 추정결과를 곧바로 받아들이는 데는 약간의 문제가 있음을 유의해야 할 것이다. 왜냐하면, 산업연관분석에서는 생산코스트 이외 가격변동요인은 고려되어 있지 않고 있을 뿐 아니라, 산업연관표에서는 그 표가 작성된 시점의 투입계수가 불변이라는 것을 가정하고 있으므로 투입물의 대체가능성이 배제되어 있고, 산업연관표는 시간이 고려되지 않는 정태분석이므로 시차적 파급효과를 알 수 없고, 계측된 결과가 최대한의 파급효과를 의미하므로, 위에서 언급한 3%의 경영비 절감효과는 실제보다 그 효과가 과대평가될 수 있다는 점을 유의할 필요가 있다.

마지막으로, 쇠고기 수입과 국내 한우 쇠고기 가격변동 사이의 인과성을 검증한 결과에 의하면, 지금까지의 쇠고기 수입은 국내쇠고기 가격이 높을 경우 가격안정을 위하여 쇠고기가 수입된 것이지, 수입 쇠고기로 인하여 국내 쇠고기 가격이 영향을 받은 것은 아니라는 것이 입증되었다. 그러나 앞으로는 수입쇠고기가 국내쇠고기 시장에서 차지하는 비중이 점차 커짐에 따라 이러한 결과는 변동될 것으로 예상된다.

이상 연구결과에서 얻을 수 있는 결론은 원화의 절상이 있는 경우 주요 농산물 수입량 변동은 쇠고기 경우를 제외하고는 그 영향이 비교적 낮고, 농가의 자본집약도에서도 보다 노동집약적인 방향으로 자본-노동의 투입비율이 변화하지만 그 효과 역시 미미한 것임을 알 수 있었다.

머 리 말

최근 우리나라는 勞使紛糾와 함께 원貨의 切上으로 인하여 국내 製造業體가 많은 어려움을 겪고 있다. 이에 따라 원貨의 切上이 우리나라 經濟에 미치는 波及效果에 대한 論議가 활발하게 진행되고 있으나, 그 論議의 대상이 대부분 輸出產業이나 製造業分野에 국한되어 있을 뿐 農業과 관련된 論議나 研究는 전혀 없는 실정이다. 本研究는 變動換率制度下에서 원貨의 變動이 중요한 이슈로 되고 있는 시점에서 換率變化가 農業部門에 어떠한 影響을 주는지를 미흡하나마 처음 다루고 있다는 점에서 意義를 찾을 수 있다.

本研究는 資料上의 제약이나 研究方法上의 한계로 인하여 원貨 切上이 韓國農業에 미치는 影響分析을 주요 農產物 輸入部門과 농가의 農業經營費에 미치는 影響, 그리고 원貨 切上이 農家の 資本集約度에 미치는 영향에 국한하여 分析하고 있다는 아쉬움이 있으나, 本研究가 앞으로 換率變動과 韓國農業과의 관계에 대한 보다 발전된 研究를 촉진시키는 계기가 될 것을 바라는 바이다.

1989. 12.

目 次

第1章 序 論

1. 問題의 提起	1
2. 研究範圍와 分析方法	2

第2章 원貨切上이 主要 農產物輸入에 미치는 影響

1. 使用된 데이타	5
2. 品目別 推定模型 및 推定結果	5

第3章 원貨切上이 農家의 資本集約度($\frac{K}{L}$)에 미치는 影響

1. 換率變動이 國內利子率 變動에 미치는 影響分析	7
2. 우리나라 農家の 勞動과 資本의 代替彈力性 計測	24
3. 원貨切上이 農家の 資本集約度 變化에 미치는 영향	28

第4章 원貨切上이 農家の 農業經營費에 미치는 影響

第5章 要約 및 結論

表 目 次

第 2 章

表 2 - 1 輸入函數의 彈力性	15
-------------------------	----

第 3 章

表 3 - 1 農家 耕地規模別 資本・勞動의 代替彈力性	27
-------------------------------------	----

表 3 - 2 원貨 1 % 切上時 農家の 資本集約度 變動率	28
--	----

第 4 章

表 4 - 1 換率 10 % 變化時 農業經營費 變化(1986 年 營農費 基準)	31
--	----

圖 目 次

第 2 章

圖 2 - 1 쇠고기 輸入量 變化	9
--------------------------	---

빈

면

第 1 章

序 論

1. 問題의 提起

우리 나라의 환율은 1980년 2월 27일에 종래의 달러 peg 고정환율제도에서 복수통화: 바스켓에 의한 변동환율제도로 전환하여 流動化된 후 매년 4~7%의 平價切下를 계속하여 왔으나, 1985년에 경상수지가 均衡에 접근하고 같은 해 9월 20일 G-5 plaza 會談을 계기로 美國 달러화가 약세로 反轉함에 따라 韓國 원貨의 對美달러 換率은 같은 해 10월 25일의 893원40전을 高點으로 平價切上 추세로 돌아서게 되었다. 특히, 最近 2~3年間의 급격한 원貨의 切上 속도는 과거에 경험해 보지 못한 現象으로서 각계에서는 換率變動이 輸出入이나 경제 각 분야에 미치는 影響에 대하여 활발한 論議가 계속되고 있다.

그러나 대부분의 論議가 주로 輸出產業을 中心으로 한 製造業分野와 關聯된 것이었고 農業과 關聯된 것은 거의 없는 실정이다.

따라서 本研究에서는 換率變動이 重要한 經濟變數로 등장하고 있는 시점에서 원貨의 切上이 韓國 農業에 어떤 影響을 미치는가를 제한된 範圍內에서 나마 고찰해 보고자 한다.

2. 研究範圍와 分析方法

일반적으로 원貨의 平價切上은 交易財의 價格變動을 통하여 輸出入量, 物價・國民所得 등 주요 巨視經濟 變數에 影響을 미치며, 長期的으로는 交易財와 非交易財의 相對價格 變化를 통하여 產業構造의 變化를 초래하는 등 國民經濟 전반에 걸쳐 광범위한 과급효과를 가져온다.

農業에 있어서도 換率引下(원貨切上)는 우선 원貨 표시 輸入農產物의 價格이 낮아짐에 따라 輸入이 增加되며, 輸出에서는 달려 표시 輸出價格이 높아짐에 따라 輸出量이 감소될 수 있음을 쉽게 예측할 수 있다. 그리고, 換率의 變動은 國內利子率 수준의 變動을 가져와 生產要素의 하나인 資本費用을 變化시킴으로써 農業生產에 있어서 資本과 勞動의 代替를 유발시킨다. 한편 원貨切上을 통한 원貨 표시 輸入價格의 下落은 農業生產에 關聯된 輸入中間財 價格이 下落됨에 따라 投入要素 費用의 節減을 가져와 農家の 經營費 節減效果를 가져오게 된다.

이밖에 원貨切上은 輸出入農產物의 價格變動으로 國內農產物市場에서 商品間의 대체효과를 유발시킴으로써 作目別로 農產物 수급에 變動을 초래하여 최종적으로는 農家の 所得을 변화시킬 것이다.

이 연구에서 다루는 대상범위는 위에서 언급한 여러 가지 波及效果 중에서 원貨切上이 農家の 資本・勞動의 대체에 미치는 影響과 주요 輸入農產物 輸入量의 變動에 미치는 影響, 그리고 農家の 經營費에 미치는 影響에 한정시키고자 한다.

研究의 範圍를 제한된 부분에 한정시킨 理由는 다음과 같다.

- 원貨切上이 農產物 輸出에 미치는 影響을 측정하기 위해서는 주요 輸出農產物에 대하여 品目別로 그 切上效果를 추정해야 한다. 그런데, 現在 우리 나라의 주요 輸出農產物은 쇄지고기, 人蔘, 과일 등인데 이 중에서 人蔘과 같은 品目은 그 輸出形態가 다양하여 (예를 들면, 홍삼, 홍삼제품, 수삼, 당의정, 엑기스 등) 價格과 物量을 어떤 一定한 基準

에 의하여 통합하기 어려웠고, 과일 및 돼지고기는 輸出이 부정기적으로 일어나는 경우가 있어서 계량分析에 상당한 어려움이 있었기 때문이다.

- 또한 換率變化가 輸入農產物價格變化에 影響을 주어 대체品目인 國內農產物價格에 미치는 影響은 本研究에서 선정된 주요 輸入農產物의 대부분이 國內에서 輸入하지 않으면 안되는 품목들이었기 때문에 國內-國外 農產物間의 直接的인 대체관계가 뚜렷하지 않다고 판단되어 除外되었다.
- 마지막으로 農家所得에 미치는 影響을 分析하려면 個別 農產物을 生產하는 農家の 所得構成과 生產費 資料 등이 必要한데, 現 狀態下에서는 이들과 關聯된 기준자료가 없기 때문에 本研究에서는 다루지 못하였다.

따라서, 本研究에서는 1) 원貨切上이 主要農產物輸入에 미치는 影響, 2) 원貨切上이 農家の 資本集約度에 미치는 影響, 3) 원貨切上이 農家の 經營費에 미치는 影響에 대한 것으로 研究範圍를 限定하고, 方法論에 있어서는 처음 두 가지는 計量分析에 의해, 마지막 부분은 產業聯關分析에 의하여 分析하였다.

第 2 章

원貨切上이 主要 農產物 輸入에 미치는 영향

換率變動은 輸入農產物의 원貨 표시가격의 變動을 가져오고 이는 곧 輸入農產物 需要變化를 초래하게 된다. 그런데 輸入農產物의 수요는 그 품목별 특성에 따라 수입수요를 결정하는 요인들이 각각 다르기 때문에 換率變化로 인한 수입량 변화를 측정하기 위해서는 각 品目別로 가장 적합한 變數와 函數形態를 선택하여 輸入函數를 추정하여야 한다. 본 연구의 목적 가운데 하나가 換率變化가 수입수요에 미치는 영향을 보고자 하는 것이므로 換率과 輸入價格을 각 품목별 輸入函數의 공통적인 變數로 채택하였고, 그 밖의 變數選擇이나 函數形態는 각 품목별로 가장 적합하다고 판단되는 것을 택하였다. 현재 우리 나라에서 수입되고 있는 農產物은 그 종류가 매우 다양할 뿐 아니라 輸入量도 대단히 불규칙한 패턴을 보이고 있기 때문에 본 연구에서 다루고자 하는 輸入品目은 아래와 같은 기준에 의하여 선택하였다. 즉, 輸入量이나 輸入額이 비교적 많은 품목을 선택하되, 變動換率이 적용된 1980년 이후 각 分期別 輸入量과 輸入價格에 관한 자료수집이 가능한 품목에 한정하기로 하였다. 이러한 기준에 의하여 본 연구에서 분석대상으로 채택된 품목은 쇠고기, 사료용 우수수, 비사료용 옥수수, 양고기, 수수, 밀, 그리고 대두 등이다.

1. 使用된 데이터

分析에 사용된 자료와 그 출처는 다음과 같다. 輸入量 및 달러표시 輸入價格(c.i.f)은 관세청에서 발간하는 「貿易統計月報(1980. 1 ~ 1988. 12)」를 이용하였고, 都賣物價 指數와 消費者物價 指數는 「經濟統計年報(1981 ~ 89)」를 이용하였다. 그리고 名目換率, 實質實効換率, 國內總生產(GDP) 등의 자료는 KDI의 자료협조를 얻어 사용하였다. 한편 국내 쇠고기 가격, 돼지고기 가격, 닭고기 가격 및 생산량 등은 畜協中央會의 「畜產物價格 및 需給資料(1980 ~ 88)」를 이용하였으며, 분석을 위해 사용된 모든 축산물의 국내가격은 消費者價格을 사용하였다. 이상의 모든 자료들은 分期別 資料가 사용되었는데, 그 이유는 變動換率이 실시된 것이 1980년 이후여서 연간자료를 이용할 경우 觀測可能한 자료수가 너무 적다는 점과 그때의 換率變動 効果를 제대로 파악하기 위해서는 분기별 자료가 보다 적당하다고 판단되었기 때문이다. 그리고 農產物 輸入量은 通關基準으로 작성된 것이며, 資料를 指數化할 필요가 있는 경우에는 1980년을 基準年度로 택하였다. 그리고 각 품목별 추정과정에서는 實質實効換率을 주요 獨立變數로써 사용하였는데, 그 이유는 名目換率보다는 實質實効換率이 원화의 실질적인 對外價值를 나타내고 있을 뿐 아니라 推定過程에서 名目換率은 그 통계적 유의성이 낮은 것으로 나타났기 때문이다.

2. 品目別 推定模型 및 推定結果

가. 쇠고기

우리 나라 農產物 貿易에 있어 가장 큰 현안으로 되고 있는 쇠고기의 輸入模型에 獨立變數로 고려된 變數는 換率, 輸入價格, 前期의 國內 쇠고기價格指數, 國內 쇠고기價格/國內 돼지고기價格, 國내 쇠고기價格/國내 닭고기價格, 그리고 실질 GDP 등이다. 이 중 國내 쇠고기 가격지수

는 쇠고기 수입이 국내 쇠고기 價格波動과 밀접한 관련이 있다고 생각되어 사용되었으며¹⁾ 쇠고기 輸入量이 通關基準이므로 국내 쇠고기 價格變化와 실제 輸入量 變化間에는 어느 정도의 時差(time lag)가 있을 것으로 판단되어 추정식에서는 前期의 쇠고기 價格이 獨立變數로 사용되었다. 그리고 국내 쇠고기 가격과 돼지고기 및 닭고기 가격과의 比率은 需要의 代替效果를 고려하여 포함되었다. 그런데 이들 獨立變數들의 변화는 당해기의 쇠고기 수입량 변화에 전부 반영되는 것이 아니라 時差(time lag)를 두고 점차 반영된다고 보아야 할 것이다. 즉 Y를 쇠고기 수입량이라 하고 Y가 두 개의 설명변수 X_1 , X_2 에 의해 時差를 가지고 영향을 받는다고 가정하면 다음 식을 추정하여 이들 변수들간의 관계를 동태적으로 파악할 수 있다.

r1

$$\begin{aligned} Y_t &= C + a_0 X_{1,t} + a_1 X_{1,t-1} + a_2 X_{1,t-2} + \dots, \\ &\quad + b_0 X_{2,t} + b_1 X_{2,t-1} + b_2 X_{2,t-2} + \dots, + e_t \\ &= C + \sum_{i=0}^{\infty} a_i X_{1,t-i} + \sum_{j=0}^{\infty} b_j X_{2,t-j} + e_t \dots \dots \dots \quad (1) \end{aligned}$$

e_t : 교란항

그런데 (1)式을 바로 추정할 경우 설명변수간의 多重共線性(multicollinearity)이 존재하게 되고 時差의 限界를 결정해 주어야 하는 문제가 생긴다. 따라서 본 연구에서는 이 문제를 해결하기 위해 쇠고기 수입량이 部分調整假說(partial adjustment hypothesis)을 따른다고 가정한다.²⁾

1) 國內 쇠고기 價格變化로 인해 쇠고기 輸入量이 정책적으로 변화되어 왔다고 볼 수도 있지만 반대로 쇠고기 輸入量의 變化로 인해 國內價格이 영향을 받을 수도 있다. 즉, 이 두 變數사이의 因果關係는 쉽게 단정지을 수 없는 것이다. 따라서 본 研究에서는 이들 두 變數간의 因果性檢定(causality test)을 행하였고 그 結果는 부록 I에 나타나 있다. 인파성 檢定結果에 따르면 쇠고기 수입량이 從屬變數, 쇠고기 國내 소비자 가격이 獨立變數인 관계가 있음이 확인되었으나, 그 역은 성립하지 않았다. 따라서 쇠고기 輸入量은 國내소비자 價格의 합수라고 할 수 있다.

2) 이러한 時差分布模型(distributed lag model)은 適應的 期待假說(adaptive expectation model)을 통해서도 추정可能한 形態로 변환할 수 있다. 그러나 이 경우 교란항의 構造가 단순하지 않게 되어 自己相關(autocorrelation)

즉, 經濟內에서 어떤 最適, 혹은 均衡狀態의 쇠고기 수입량 Y_t^* 가 존재하고 그것이 X_{1t} 와 X_{2t} 의 線形函數라고 가정하면,

$$Y_t^* = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + u_t \quad \dots \dots \dots \quad (2)$$

이고 여기서 Y_t^* 는 실제로 관측할 수가 없으므로 다음의 部分調整假說이 성립한다고 가정하자.

$$Y_t - Y_{t-1} = \delta (Y_t^* - Y_{t-1}) \quad \dots \dots \dots \quad (3)$$

단, 여기서 $0 < \delta \leq 1$ 인 δ 는 調整係數(coefficient of adjustment)라 알려진 것으로서 (3)式의 의미는 Y 의 실제변화 $Y_t - Y_{t-1}$ 은 바람직하다고 생각되는 변화인 $Y_t^* - Y_{t-1}$ 를 δ 비율만큼 반영한다는 것이다.

이제 (3)式을 다음과 같이 바꾸어 쓸 수 있다.

$$Y_t = \delta Y_t^* + (1 - \delta) Y_{t-1} \quad \dots \dots \dots \quad (4)$$

따라서 (4)式에 의해 부분조정가설하에서 t 시점의 쇠고기 수입량 Y_t 는 바람직한 수입량 Y_t^* 와 $t-1$ 시점의 실제 수입량 Y_{t-1} 의 加重平均이며 그加重值는 각각 δ 와 $1-\delta$ 라고 말할 수 있다. (2)式을 (4)式에 代入하여 정리하면 다음과 같은 部分調整模型을 만들 수 있다.

$$\begin{aligned} Y_t &= \delta (\beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + u_t) + (1 - \delta) Y_{t-1} \\ &= \delta \beta_0 + \delta \beta_1 X_{1t} + \delta \beta_2 X_{2t} + (1 - \delta) Y_{t-1} + \delta u_t \end{aligned} \quad \dots \dots \dots \quad (5)$$

즉, (5)式과 같이 模型에 前期의 從屬變數 Y_{t-1} 을 포함함으로써 쇠고기 수입함수를 動態的으로 추정하는데 있어 앞에서 제기되었던 설명변수간의 다중공선성이나 모형에 포함될 시차의 한계를 결정해 주어야 하는 문제가 제거될 수 있다. 이것은 설명변수의 수가 많아져도 마찬가지로 成立한다.³⁾

이 發生하고 交疊항과 模型의 解釋變數가 相關關係를 갖게되는 問題가 發生한다.

3) 하지만 위의 部分調整假說은 모든 解釋變數의 영향이 時差가 커지면서同一한 加重值를 가진 채 機何減少(geometrically decline) 한다는 비교적 강한 가정하에서만 成立된다.

한편 推定式의 구조는 로그線形(log-linear)을 가정하였는데 그 이유는 로그 형태를 취함으로써 換率變動效果와 輸入價格變動效果를 분리하여 계측할 수 있고 각각의 彈力性을 추정식을 통하여 곧바로 얻을 수 있기 때문이다. 추정된 결과는 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 \ln \text{BEEFM} = & 6.530 - 0.508 \ln \text{REE} \\
 & (- 4.009) \quad (- 1.846) \\
 & - 1.763 \ln \text{BEEFP} \\
 & (- 3.224) \\
 & + 2.504 \ln \text{BEEFID} (- 1) \\
 & (1.166) \\
 & + 0.551 \ln \text{BEEFM} (- 1) \quad(6) \\
 & (4.880)
 \end{aligned}$$

DW = 2.127. R² = 0.859 h = -0.508

BEEFM: 쇠고기 输入量

REE：換率

BEEFP : 쇠고기 輸入價格

BEEFID(-1) : 전기의 국내 쇠고기 價格指數

BEEFM (-1) : 전기의 쇠고기 輸入量

DW : Durbin - Watson 統計量

h : Durbin 의 h 統計量

() ; t 及

즉, 쇠고기 수입량은 換率, 輸入價格, 그리고 國內 쇠고기 價格指數의 변화에 의해 時差를 가지고 增減하지만 그 외의 변수들은 쇠고기 수입량에 영향을 주지 못한다고 할 수 있다. 여기서 쇠고기 수입량의 實質實効換率 彈力性은 短期에는 -0.508 이고 長期에는 -1.131 ($= -0.508/(1-0.551)$)이었다. 즉 원貨가 10% 평가절상되면 쇠고기 수입량은 그 分期에는 약 5%, 그리고 전체적으로는 약 11%가 증가한다고 볼 수 있다. 한편 쇠고기 수입량의 輸入價格 彈力性은 短期 -1.763 , 長期 -3.927 로서 상당히

큰 값을 보여 주고 있다.

그런데 추정결과에 의하면 前期의 종속변수의 說明力이 크기 때문에 쇠고기 수입량은 일정한 傾向性(trend)을 가진다고 볼 수 있다. 그리고 前期의 國內 쇠고기 價格指數의 彈力性(단기 2.504, 장기 5.577)이 매우 크게 나타나므로 쇠고기 수입량은 국내 쇠고기 價格波動과 밀접한 관련이 있다고 볼 수 있고, 국내 쇠고기 가격파동은 일정한 週期性(cyclical variation)을 가지므로 쇠고기 수입량 변동 역시 주기성을 가진다고 보아 그로 그 값을 그림으로. 그려 본 결과 <그림 2-1>에서처럼 명백하게 사인(sine)波를 그리고 있다.

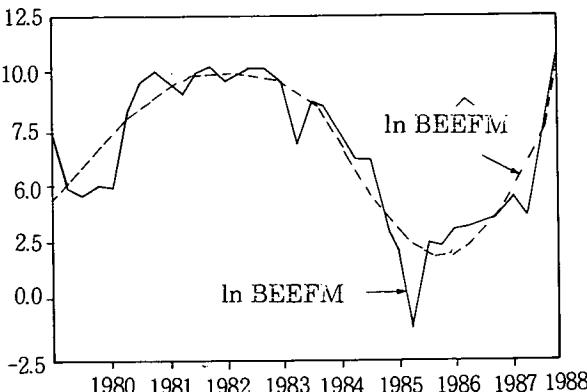
이처럼 경향성과 주기성을 가지는 쇠고기 수입량은 다음과 같이 분리·표현될 수 있다:

$$\ln \text{BEEFM} = T + C + X$$

여기서 T 는 경향성을 그리고 C 는 주기성을 나타내는 변수이고, X 는 비교적 安定的(stationary)인 변수이다. 만약 T , C , X 가 서로 獨立에 가까운 分布를 한다고 가정하면 추정된 分散 사이에 다음의 관계가 성립된다.

$$\widehat{\text{Var}}(\ln \text{BEEFM}) = \widehat{\text{Var}}(T) + \widehat{\text{Var}}(C) + \widehat{\text{Var}}(X)$$

圖 2-1 쇠고기 輸入量 變化



여기서 T와 C는 추정식(6)에서의 前期의 從屬變數와 前期의 價格指數 및 기타 요소들에 해당되며 X는 추정식(6)에서의 환율 및 수입가격에 해당된다고 볼 수 있다. 따라서 우리가 관심을 가지는 것은 X의 변화가 ln BEEFM의 변화에 기여하는 정도이나, 대부분의 경우 T와 C의 分散이 X의 분산에 비해 더 크다.⁴⁾ 따라서 순수하게 환율과 수입가격의 변화(X)가 쇠고기 수입량의 변화(ln BEEFM)에 미치는 영향을 파악하기 위해서는 이러한 경향성 T와 주기성 C를 제거하는 것이 필요하고 이를 위해 쇠고기 수입량의 로그값을 Fourier 變換을 통해 각기 다른 振幅 및 週期를 가지는 sine 및 cosine 波의 합으로 분리하였다. 이때 사용된 離散 Fourier 變換의 함수식은 다음과 같다.⁵⁾

$$Y_t = \frac{1}{2} \alpha_0 + \sum_{f=1}^k [\alpha_f \cos\left(\frac{ft}{N} 2\pi\right) + \beta_f \sin\left(\frac{ft}{N} 2\pi\right)] \quad \dots \quad (7)$$

Y : 時系列 $t = 1, \dots, N$, $K = (N - 1)/2$, N = 標本數

위 식을 $t = 2$ 에서 자르고 추정한 결과 다음 式을 얻었다.

$$\begin{aligned} \ln BEEFM &= 4.196 - 0.124t + 4.629 \sin \frac{\pi}{18} t - 1.711 \cos \frac{\pi}{18} t \\ &\quad (4.746) (2.681) (7.448) (-5.145) \\ &\quad + 0.142 \sin \frac{\pi}{9} t + 0.924 \frac{\pi}{9} t \quad \dots \quad (8) \\ &\quad (0.337) (2.778) \end{aligned}$$

$$DW = 1.338 \quad R^2 = 0.822$$

추정된 $\widehat{\ln BEEFM}$ 을 원래 값에 fitting 해 본 결과 (圖 2-1)에서 처럼 좋은 결과를 얻을 수 있었다. 여기서 경향성과 주기성에 의한 수입 변동 부분을 제외시킨 부분이 환율과 수입가격의 변동에 의해서 얼마나 영향을 받는지를 살펴보기 위하여 殘差 $\ln BEEFM - \widehat{\ln BEEFM}$ 을 종속변수로 하여 다시 換率 및 輸入價格에 대해 회귀분석을 하여 아래의 추정식이 도출되었다.

4) Granger 와 Newbold(1977), p. 33 참조.

5) Fourier 變換의 구체적인 函數式은 學者에 따라 조금씩 다르게 표현된다. Makridakis 外 (1983). p. 392 ~ 404, Chatfield (1984) p. 237 ~ 241, Shumway (1988), p. 51 ~ 56, 참조.

$$\begin{aligned}
 (\ln \text{BEEFM} - \ln \hat{\text{BEEFM}}) &= 2.587 - 0.337 \ln \text{REE} \\
 &\quad (2.205)(-1.301) \\
 &\quad - 0.891 \ln \text{BEEFP} \quad \dots \dots \dots \quad (9) \\
 &\quad (2.353)
 \end{aligned}$$

$$DW = 1.341, \quad R^2 = 0.220$$

그 결과 환율 및 輸入價格의 彈力性은 여전히 陰의 値을 보여 주고 換率의 t 值이 낮아져 그 추정치의 統計的 有意水準이 20%로 상승하였고 彈力性의 절대치도 (6)式에 비해 감소하였다. 이러한 결과가 나타난 이유는 傾向性과 週期性을 제거하는 과정에서 前期의 從屬變數와 國內價格指數가 설명하는 부분 외의 기타 여러 요소의 변화에 기인하는 쇠고기 수입량 변화까지도 제거한 데에 따른 것이라고 추측된다. 그러나 비록 통계적 신뢰성이 낮아지긴 하였으나 추정식(9)는 쇠고기 수입량 변화의 경향성과 주기성이 제거되어 쇠고기 輸入量 변화에 대한 換率과 輸入價格의 순수한 기여도를 나타내어 준다고 볼 수 있으므로 (9)式에서 추정된 係數들을 쇠고기 輸入量의 換率 및 輸入價格彈力性이라고 보아야 할 것이다.

나. 飼料用 옥수수

飼料用 옥수수 輸入函數推定에 사용된 說明變數로는 換率, 輸入價格, 霹지 飼育頭數 및 鹽 飼育頭數 그리고 輸入옥수수價格/輸入 수수價格 등이 있다. 여기서 輸入 수수와의 상대가격비가 변수로 포함된 이유는 수수의 輸入量이 飼料穀物 가운데에서는 옥수수 다음으로 많기 때문에 그 代替關係를 고려한 때문이다. 추정 결과는 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 \ln \text{CORNM} &= 2.413 - 0.084 \ln \text{REE} - 0.542 \ln \text{CORNP} \\
 &\quad (1.970)(-2.324) \quad (-3.744) \\
 &\quad + 0.221 \ln \text{PORK} + 0.662 \ln \text{CORNM}(-1) \dots \dots \quad (10) \\
 &\quad (2.183) \quad (6.485)
 \end{aligned}$$

$$DW = 2.073, \quad R^2 = 0.679, \quad h = -0.268$$

CORNM : 飼料用 옥수수 輸入量

CORNP : 飼料用 옥수수 輸入價格

PORK : 국내 돼지飼育頭數

CORNM(-1) : 전기의 輸入量

추정과정에서 自己相關이 강하게 존재하는 것으로 판명되어 Beach-Mackinnon의 最尤推定法(maximum likelihood estimation)을 사용하여 이를 제거하였다.⁶⁾ 그 결과 換率 및 輸入價格의 短期彈力性은 - 0.084 와 - 0.542 이었으며, 長期彈力性은 각각 - 0.249 와 - 1.604 이었다. 특히 사료용 옥수수 輸入은 국내 돼지 飼育頭數와 밀접한 관련이 있는 것으로 판명되었고 그외 소 및 닭 飼育頭數, 그리고 수수와의 相對價格은 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 수수와의 相對價格의 설명력이 낮은 것은配合飼料 生產時 옥수수와 수수의 投入比率이 상대가격비의 변화와 관계없이 비교적 일정하게 유지되기 때문인 것으로 추측된다.

다. 非飼料用 옥수수

非飼料用, 즉 食用 및 採油用 옥수수의 輸入函數는 다음과 같이 추정되었다.

6) Beach-Mackinnon 方法을 使用한 이유는 다음과 같다.

아래의 행렬로 표시된 回歸模型에서

$$Y = X\beta + U$$

$U_t = \rho U_{t-1} + \varepsilon_t$, $E(\varepsilon) = 0$, $E(\varepsilon\varepsilon') = \sigma^2 I$ 의 1階自己相關이 존재할 때, 교란항 u 의 尤度函數(Likelihood function) $L(u)$ 는 다음과 같은關係를 가진다.

$$\ln L(u) \propto -\frac{n}{2} \ln \sigma^2 + \frac{1}{2} \ln(1 - \rho^2) - \frac{1}{2\sigma^2} (\varepsilon'\varepsilon)$$

단 α ; “비례함(is proportionate to)”

Beach-Mackinnon은 위 식을 극대화하는 反復推定法을 제시하고 있는데 이方法은 단순히 $\varepsilon\varepsilon'$ 을 극소화하는 여타의 자기상관 제거방법에 비해 더 일반적인 의미를 가진다. 뿐만 아니라 몇몇 研究에 의하면 說明變數들이 경향성을 가질 경우 Beach-Mackinnon method이 効率性(efficiency)에 있어서 Cochrane-Orcutt method 등에 비해 더 우월함이 밝혀진 바 있다. 이상에 대해서는 Johnston (1983), p. 321 ~ 330 참조.

$$\ln \text{CORNM2} = 9.331 - 0.093 \ln \text{REE} - 1.093 \ln \text{CORN2} \\ (9.363) (-1.989) (-8.071) \\ + 0.314 \ln \text{CORNM2} (-1) \\ (3.535) \quad \dots \dots \dots \quad (11)$$

DW = 1.409, R² = 0.781, h = 2.06

CORN M 2 : 非飼料用 옥수수 輸入量

CORNP 2 : 非飼料用 옥수수 輸入價格

CORN M 2 (-1) : 전기의 輸入量

非飼料用 옥수수輸入量의 換率 및 輸入價格에 대한 短期 彈力性은 각각 -0.093 과 -1.093 이었고, 長期彈力性은 -0.136 과 -1.593 이어서 換率의 彈力性은 매우 낮은 반면 수입가격 탄력성은 상당히 크게 나타났다. 한편 그외 실질 GDP 등도 수입함수 추정에 포함시켜 보았으나 통계적인 설명력이 매우 낮았다.

라. 대 두

1988년 한 해 輸入額이 3억 달러에 달했던 대두의 輸入函數 추정시 고려된 설명 변수는 換率, 輸入價格, 實質 GDP, 옥수수와의 相對價格 등이었다. 추정 결과는 다음과 같다.

$$\ln \text{SOYM} = 14.109 - 0.131 \ln \text{REE} - 1.470 \ln \text{SOYP} \quad \dots \dots \dots (12)$$

$$DW = 1.539, \quad R^2 = 0.419$$

SOYM: 대두 輸入量

SOYP : 대두 輸入價格

대두 수입량은 換率과 輸入價格 외의 여타 變數들로부터는 별 영향을 받지 않는 것으로 나타났으며, 前期의 從屬變數의 統計的 信賴度가 낮아 換率과 수입가격의 변화가 당해 분기에 거의 다 반영되는 것으로 나타났고, 그 彈力性은 각각 -0.131 과 -1.470 이었다.

마. 양고기

양고기 輸入函數의 추정에 사용된 變數는 換率, 輸入價格, 그리고 실질 GDP 등이었고, 여타 畜產物의 相對價格은 양고기와 對替關係가 작은 것으로 생각되어 제외하였다. 추정결과는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \ln \text{LAMM} = & 5.562 - 0.108 \ln \text{REE} - 0.783 \ln \text{LAMP} \\ & (3.748) (-1.603) (-1.996) \\ & + 0.587 \ln \text{GDP} \dots \dots \dots \quad (13) \\ & (2.135) \end{aligned}$$

$$DW = 1.738 \quad R^2 = 0.514$$

LAMM : 양고기 輸入量

LAMP : 양고기 輸入價格

GDP : 실질GDP

추정결과 양고기 輸入의 換率 및 輸入價格에 대한 彈力性은 각각 -0.108 과 -0.783 이었다. 또한 양고기 輸入은 實質 GDP와 陽의 관계를 가지고 있으며 前期의 종속변수의 통계적 의미는 없는 것으로 나타났다. 1988년도 수입액이 2천만달러 정도였던 양고기 수입은 큰 변동없이 비교적 安定的 인 양상을 보여주는데 그 이유는 수요가 주로 호텔용이나 再輸出用으로 한정되어 있기 때문이 아닌가 생각된다.

그외 밀, 수수, 커피의 輸入函數 추정도 행하였으나 이를 상품의 수입량은 지속적으로 증가하는 경향성만을 가지고 있을 뿐 換率 및 輸入價格을 포함한 어떤 변수에 의해서도 명시적인 영향을 받지 않고 있는 것으로 밝혀졌다. 따라서 수입수요의 換率 및 輸入價格 彈力性의 계측도 불가능하였다.

이상에서 추정된 결과에 입각한 輸入量의 換率 및 輸入價格의 彈力性은 <表 2-1>에 정리되어 있다. 飼料用 옥수수, 非飼料用 옥수수의 輸入函數는 部分調整假說을 잘 따르는 것으로 나타나 短期·長期 彈力性의 구분 계측이 가능했고, 대두와 양고기의 경우는 독립변수의 변화가 당해기의 輸入量 變化에 대부분 반영되는 것으로 나타나 長·短期 彈力性의 구분이

불필요했다. 전체적으로 볼 때, 輸入價格彈力性이 換率彈力性에 비해 훨씬 큰 것으로 나타나 輸入量이 國제시장 價格變動에 비교적 민감하게 영향받음을 보여주고 있는데 이는 우리나라처럼 換率이 平價切上이나 切下가 계속될 것으로 예상되는 상황에서는 특정시점의 換率變化가 輸入量決定에 큰 영향을 미치지 못하는 반면, 國際價格은 變化가 심하므로 輸入價格 變化에 따라 수입량을 변화시키지 못하면 적응기회를 상실하기 때문인 것으로 생각된다. 換率上昇으로 인해 輸入量이 줄어드는 정도는 단기적으로는 쇠고기, 대두, 양고기, 非飼料用 옥수수, 飼料用 옥수수의 순서로 나타났으나, 飼料用 옥수수의 경우는 調整係數(0.338)가 非飼料用 옥수수의 그것(0.686)에 비해 더 작기 때문에 長期彈力性은 오히려 非飼料用 옥수수에 비해 더 크다는 것을 알 수 있다.

換率이 1% 下落(平價切上)할 때 쇠고기의 輸入量은 0.337% 증가한다. 그리고 飼料用 옥수수의 輸入量이 당해기에는 0.084% 증가하고 장기적으로는 0.249% 증가하며, 非飼料用 옥수수의 경우는 각각 0.093%와 0.136% 증가한다고 볼 수 있다. 그리고 대두 輸入量은 換率 1% 하락으로 0.131% 증가하며, 양고기의 경우는 0.108% 증가한다고 볼 수 있다.

表 2 - 1 輸入函數의 彈力性

쇠고기	飼料用옥수수	非飼料用옥수수		대 두	양고기
		短 期	長 期		
換 率	-0.337***	-0.084*	-0.249	-0.093*	-0.136
輸入價格	-0.891*	-0.542*	-1.604	-1.093*	-1.593

* 유의수준 5%.

** 유의수준 10%.

*** 유의수준 20%.

第 3 章

원貨切上이 農家의 資本集約度 (K_L)에 미치는 影響

일반적으로 變動換率 制度下에서 換率을 變動시키는 요인은 단기적 요인과 장기적 요인으로 나눌 수 있으며, 단기적 요인으로서는 利子率과 通貨量 그리고 중앙은행의 外換市場介入 등을 들 수 있고, 장기적 요인으로서는 物價上昇率, 經濟成長, 國際收支 등을 들 수 있다. 그러나 현행 우리나라의 換率決定方式은 복수통화·바스켓 형식으로서, SDR바스켓과 한국의 主要交易對象國 通貨로 구성된 독자 바스켓 그리고 한은총재와 재무부장관 협의에 의한 政策變數 등이考慮되어 換率이 결정되고 있기 때문에 換率水準이 외생적으로 결정되는 性格이 강하다. 한편 지금까지 우리나라는 外換集中制度를 택해 왔기 때문에 換率變動이 있을 때는 해외요인에 의한 通貨增減效果를 가져옴으로써 通貨需給變動에 따른 국내 利子率變動을 초래하게 된다. 이러한 시각에서 보면 국내 이자율 변화가 환율변동의 요인이라기 보다는 역으로 換率變動이 국내 利子率에 영향을 주게 될 것이다.

본 연구에서 다루고자 하는 것은 위와 같은 시각에서 換率變動으로 인하여 국내 利子率이 변할 때 농가의 資本·勞動比率인 자본집약도가 어떻게 변하는가 하는 점이다. 즉 환율의 변동은 국내 利子率에 영향을 미치고, 국

내 이자율의 변화는 생산요소인 資本費用을 변화시킴으로써 農業生產에 있어서 資本(K)와 勞動(L)의 대체를 유발시켜 자본집약도를 변화시키게 된다. 따라서 원화절상(환율인하)이 農家의 資本集約度에 미치는 영향을 분석하기 위해서는 다음과 같은 분석과정이 필요할 것이다.

첫째, 원화절상시에 국내 利子率이 얼마나 변화하는지 그 變化率을 추정하고

둘째, 農家의 資本과 勞動의 대체탄력성이 얼마인가를 추정한 다음
셋째, 위의 두 가지 결과를 이용하여 원화절상이 農家의 資本集約度에
어떤 영향을 주는지를 분석한다.

1. 換率變動이 國內利子率 變動에 미치는 影響分析

分析을 段階的으로 하기 위하여 먼저 국내 利子率水準은 국내에서의 화폐수요와 공급에 의하여 결정되며, 換率變動은 화폐공급량에 영향을 줌으로써 화폐의 수급에 영향을 준다고 가정하면 다음과 같은 함수관계를 가정할 수 있다.

$$r_t = f(m_t^d, m_t^s) \quad \dots \dots \dots \quad (1)$$

(1) 식은 국내 利子率水準(r_t)이 實質 화폐수요(m_t^d)와 實質 通貨供給量(m_t^s)에 의해 결정됨을 뜻하고

(2) 식은 實質 화폐수요를 결정하는 것은 實質 國民所得水準(y_t)과 市場利子率(r_t)임을 의미한다.

(3) 식은 換率變動時에 通貨量이 변함을 의미한다.

그런데 우리가 알고자 하는 것은 국내 利子率水準의 變化率이기 때문에
식(1)을 화폐 수요와 공급의 변화율로 나타낸 아래와 같은 함수식 형태로 구
체화시키도록 한다.

$$\dot{r} = \theta (\dot{m}_t^d - \dot{m}_t^s) \quad \dots \dots \dots \quad (1)$$

단, $\theta > 0$

식(1)' 가 뜻하는 바는 실질 화폐수요의 증가율(\dot{m}_t^d)이 실질 통화량의 증가율(\dot{m}_t^s)보다 클 경우 國內 利子率 變化率(\dot{r}_t)은 두 增加率의 차이($\dot{m}_t^d - \dot{m}_t^s$)의 일정배수(θ)만큼 증가함을 뜻한다. 따라서 θ 는 양의 값을 가진다.

다음으로 화폐수요의 함수관계를 나타내는 식(2)를 다음과 같이 일반적인 화폐수요 함수식으로 구체화 시킨다.

$$\text{즉}, m_t^d = A_0 y_t^{b_1} r_t^{b_2} e^{U_t} \quad \dots \dots \dots \quad (2)'$$

단, A_0 는 상수, U_t 는 교란항, $b_1 > 0$, $b_2 < 0$

식(2)' 를 로그 함수 형태로 바꾸면,

$$\ln m_t^d = \ln A_0 + b_1 \ln y_t + b_2 \ln r_t + u_t \quad \dots \dots \dots \quad (2)''$$

식(2)'' 는 가장 일반적으로通用되는 화폐수요 함수식으로서 b_1, b_2 는 각각 화폐수요의 소득과 이자율에 대한 탄력성을 나타내는 계수로 b_1 은 양의 값을 b_2 는 음의 값을 가진다. 그런데 실지추정에 있어서는 m_t^d 가 소유하기를 원하는 需要量이기 때문에 現實的으로 관측할 수가 없다는 문제가 發生하게 된다. 따라서 일반적으로 화폐시장이 즉각적으로 均衡을 이루거나 ($m_t^d = m_t^s$), 아니면 단기적으로 원하는 화폐수요량이 화폐공급량에 의하여 部分的으로 充足된다고 가정하여 다음과 같은 部分調整假說을 적용하게 된다.

$$\ln m_t^s - \ln m_{t-1}^s = \alpha (\ln m_t^d - \ln m_{t-1}^d) \quad \dots \dots \dots \quad (4)$$

단, $0 < \alpha < 1$

식(2)'' 를 (4)식에 代入 정리하면 다음과 같이 추정 가능한 형태의 식(5)를 誘導할 수 있다.

$$\ln m_t^s = \alpha \ln A_0 + \alpha b_1 \ln y_t + \alpha b_2 \ln r_t + (1 - \alpha) \ln m_{t-1}^s + \alpha u_t \quad (5)$$

식(5)를 식(1)'에서 필요한 형태로 변형시키기 위하여 시간 t 에 대하여 미분하면 식(6)을 얻는다.

$$\dot{m}_t^s = \alpha b_1 \dot{y}_t + \alpha b_2 \dot{r}_t + (1 - \alpha) \dot{m}_{t-1}^s + V_t \quad \dots \quad (6)$$

단, $V_t = \alpha (u_t - u_{t-1})$

이제 식(1)'에서 나머지部分인 \dot{m}_t^s 와 換率變化率(\dot{E}_t)간의 관계식을 구체화하기 위하여 다음과 같은 논리를 전개하기로 한다.

우리 나라와 같이 外換集中制度를 택하고 있는 나라에서는 換率의 變化는 곧 본원통화의 增減을 가져 온다. 本源通貨의 구성요소는 海外部門과 國內부門으로 나눌 수 있는데, 換率의 變化는 海外部門에 의한 本源通貨를 變化시키게 된다. 海外部門으로 인한 本源通貨의 增減이 있을 경우 통화당 국은 목표 通貨增加率 유지를 위하여 국내부문을 조절하기 때문에 換率變動幅 만큼 곧바로 本源通貨의 變動이 일어나지는 않는다. 또한 本源通貨의 變動은 통화승수를 통하여 通貨量의 變動을 가져오게 되는데, 이 통화승수 역시 일정한 값으로 고정되어 있는 것이 아니라 民間의 現金保有性向이나 지준율 등에 영향을 받아 수시로 변한다. 따라서 換率變動으로 인한 通貨量 變化는 通貨當局의 本源通貨 조절의지 여부와 함께 통화승수의 變動에 의해決定된다. 이는 곧 換率의 變動이 있을 때 通貨量의 變動은 換率變動率의 일정 비율만큼 영향을 받게 된다고 볼 수 있다. 이러한 관계를 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\dot{m}_t^s = \delta \dot{E}_t \quad \dots \quad (7)$$

단, \dot{m}_t^s : 通貨量 變動率

\dot{E}_t : 換率 變化率

δ : 陽의 係數

이제 식(6)과 식(7)을 (1)'에 代入하면, 換率變動이 화폐시장에서의 수급에 영향을 미쳐 利子率水準을 몇 %나 상승 또는 하락시키는지를 나타내는 함수식이 아래와 같이 구해진다.

$$\dot{r}_t = \theta [\alpha b_1 \dot{y}_t + \alpha b_2 \dot{r}_t + (1 - \alpha) \dot{m}_{t-1}^s - \delta \dot{E}_t] + W_t \quad \dots \dots \dots \quad (8)$$

단, $W_t = \theta \alpha (u_t - u_{t-1})$

이를 정리하면,

$$\dot{r}_t = \left[\frac{\theta \alpha b_1}{1 - \alpha b_2} \right] \dot{y}_t + \left[\frac{\theta (1 - \alpha)}{1 - \alpha b_2} \right] \dot{m}_{t-1}^s + \left[\frac{-\theta \delta}{1 - \alpha b_2} \right] \dot{E}_t + W_t \quad (8)'$$

식(8)'는 결국 换率變動이 通貨量에 영향을 미치고 通貨量變動이 화폐시장의 수급에 영향을 미쳐 國內 利子率의 變動에 얼마나 영향을 미치는 가를 나타내는 식이다.

그런데 國내 利子率變化는 위에서 言及한 國내 화폐시장의 수급상태 이외에 國際金利水準의 變化(r_t^*)나 예상 换率變動率(\dot{E}_t^e)에 의해서도 영향을 받게 된다. 즉, 國際 金利水準이 오르면 國내 金利水準도 오르게 되며, 换率上昇이豫想될 경우에는 원화표시 金融資產에 대한 利子率(국내금리)도 오르게 된다. 우리나라의 경우 資本의 移動이 완전히 자유로운 상태가 아니기 때문에 이들 두 요소가 國내 利子率變動에 미치는 영향을 부분적일 것으로 가정할 수 있다. 따라서 이 두 요소를 식(8)'에 다음과 같이 추가시켜 식(9)를 얻는다.

$$\dot{r}_t = \left[\frac{\theta \alpha b_1}{1 - \alpha b_2} \right] \dot{y}_t + \left[\frac{\theta (1 - \alpha)}{1 - \alpha b_2} \right] \dot{m}_{t-1}^s + \left[\frac{-\theta \delta}{1 - \alpha b_2} \right] \dot{E}_t + cr_t^* + d\dot{E}_t^e + W_t \quad \dots \dots \dots \quad (9)$$

여기서豫想換率變動率을 나타내는 \dot{E}_t^e 는 당해기의 實質換率變動率과一定比率의 관계를 갖는다고 보면(즉, $\dot{E}_t^e = kE_t$), 식(9)는 다음과 같이 변형된다.

$$\dot{r}_t = \left[\frac{\theta \alpha b_1}{1 - \alpha b_2} \right] \dot{y}_t + \left[\frac{\theta (1 - \alpha)}{1 - \alpha b_2} \right] \dot{m}_{t-1}^s + \left[dk - \frac{\theta \delta}{1 - \alpha b_2} \right] \dot{E}_t + cr_t^* + W_t \quad \dots \dots \dots \quad (10)$$

식(10)이 곧 우리가 最終的으로 추정할 추정식이다. 식(10)을 다시 쓰면,

$$\dot{r}_t = \lambda_1 \dot{y}_t + \lambda_2 \dot{m}_{t-1}^s + \lambda_3 \dot{E}_t + \lambda_4 \dot{r}_t^* + W_t \quad \dots \dots \dots \quad (10)'$$

여기서 우리의 관심 대상은 λ_3 의 값이다.

$$\lambda_3 = \left[dk - \frac{\theta\delta}{1-\alpha b_2} \right] \text{에서}$$

d 는 換率上昇이豫想될 경우 국내 이자율이 얼마나 上昇할 것인지를 나타내는 계수이므로 양의 값을 가진다. k 는豫想換率變動率과 실질적인 換率變動率과의比率을 나타내기 때문에 양의 값을 갖는다. θ 는 화폐수요增加率이通貨供給增加率보다 클 경우의 利子上昇率이 얼마나가를 나타내기 때문에 양의 값을 갖는다. δ 는 換率上昇時에 通貨量增加가 얼마나가를 나타내는 계수이므로 양의 값을 갖는다. α 는部分調整假說의 조정계수이므로 양의 값을 갖는다. b_2 는 화폐수요의 利子率에 대한 탄력성을 나타내므로 음의 값을 갖는다.

즉, $d, k, \theta, \delta, \alpha > 0, b_2 < 0$ 이므로

λ_3 의 값이 양의 값이지 음의 값인지 여부는 dk 의 값이 $\frac{\theta\delta}{1-\alpha b_2}$ 의 값보다 클 것인지 작을 것인지에 달려 있다.

그런데 dk 는 國際金利變動과豫想換率變動이國內利子率에 미치는 영향의 정도를 나타내고 있고, $(\frac{\theta\delta}{1-\alpha b_2})$ 는 換率變動이 通貨量增減을 통하여國內利子率에 미치는 영향의 정도를 나타낸다. 따라서 환율변동이 통화량 증가를 통하여 국내 이자율에 미치는 영향의 정도가 國際利存率이나豫想換率變動率 등 國際間의 資本移動과 관련된 부분에 의한 영향의 정도보다 큰 경우에는 λ_3 는 음의 값을 가지게 된다.

가. 추정에 사용된 자료

추정에 사용된 자료：실제 추정에서는 분기별 GNP, 都賣物價指數, 회사채수익률, 對美 달러換率 및 런던시장에서의 유로달러 금리(3개월분)가 사용되었다. 그런데 우리의 궁극적 목표는 換率變動時 농가의 資本集約度가 어떻게 변하는가를 구하는 것이기 때문에 이와 관련된 國內利子率은 農村金融市場에서의 利子率을 나타내는 農村私債 利子率을 使用하는 것이 합당하지만, 農村私債 利子率은 公式的인 이자율이 아니므로 신뢰할 만한 資料를 획득할 수가 없다. 따라서 經濟全體의 利子率 수준을 비교적 잘 반

영한다고 볼 수 있는 會社債收益率을 國內 利子率로 선택하여 換率變化에 따른 반응을 추정하였다. 그러나 이 추정방법이 신뢰성을 가지려면 실제 農村私債 利子率이 會社債收益率과 비슷한 변화양상을 보여야만 한다. 따라서 이를 두 利子率間의 관계를 알아보기 위해 農協內部資料를 利用하여 農村私債 利子率을 구하고 다음과 같은 분포시차모형에 의한 회귀분석을 행하였다.

$$RPINT = 0.063 + 0.144 PRFB + 0.859 RPINT(-1) \\ (0.972) \quad (4.744) \quad (26.402)$$

$$DW = 2.591, \quad R^2 = 0.989, \quad \text{Durbin 의 } h = -1.784$$

단, RPINT : 농촌사채 이자율

PRFB : 회사채 수익률

RPINT(-1) : 前期의 농촌사채 이자율

그 결과 농촌사채 이자율은 회사채 수익률의 변화를 일정한 時差를 두고 따라가는 것으로 나타났으며, 이때의 탄력성은 단기 0.144, 장기 1.021 ($= \frac{0.144}{1-0.859}$)이었다. 장기탄력성이 1에 가깝기 때문에 장기적으로 볼 때 회사채 수익률 변화를 만큼 농촌사채 이자율이 변하는 것으로 나타났다. 따라서 농촌사채 이자율 대신 회사채 수익률을 국내 이자율로 선택해도 별 문제가 없음을 알 수 있다.

나. 추정결과

앞의 식(10)'를 Beach-Mackinnon의 최우 추정법에 의해 자기상관을 제거하여 구한 추정결과는 다음과 같다.

추정결과 : $\lambda_1 = 0.1363$ (신뢰수준 85 %)

$\lambda_2 = -0.4974$ (신뢰수준 90 %)

$\lambda_3 = -1.0363$ (신뢰수준 90 %)

$\lambda_4 = 0.0822$ (신뢰수준 75 %)

추정결과에 의하면 환율이 1% 상승하는 경우(평가절하), 국내 이자율은 1.0363% 하락하게 되며, 반대로 환율이 1% 하락하면(평가절상) 국내 이자율은 1.0363% 상승하게 된다. 이러한 결과는 환율변동이 국내 이자율 변동에 미치는 영향 중에서 통화공급량의 변동을 통한 효과가 예상환율변동에 따른 국내 이자율 변동효과보다 크기 때문인 것으로 판단된다.

이제 위의 추정결과에 따르면 원화의 절상 1% (환율하락)는 국내 이자율의 상승(이자율 상승률 = 약 1.04%)을 가져오기 때문에 농업생산에 있어서 투입요소비용의 비율($\frac{\omega}{r}$)에 영향을 미쳐 자본집약도인 자본과 노동의 비율에도 변화를 주게 될 것이다.

이 관계를 분석하기 위해서, 생산요소의 상대가격이 변할 때 생산요소의 결합비율(자본집약도)이 변하는 정도를 나타내는 지표인 代替彈力性을 이용하기로 한다. 대체탄력성은 다음과 같이 정의된다.

$$\sigma = \frac{\Delta(K/L)}{K/L} / \frac{\Delta(\omega/r)}{\omega/r}$$

여기서, σ = 대체탄력성

K = 자본투입량

ω = 노동의 가격(노임)

r = 자본의 가격(이자율)

위의 정의식을 자본집약도의 변화를 나타내는 $\frac{\Delta(K/L)}{K/L}$ 에 대하여 다시 정리하면

$$\frac{\Delta(K/L)}{K/L} = \frac{\Delta(\omega/r)}{\omega/r} \cdot \sigma \quad \dots \dots \dots \quad (11)$$

이 된다. 따라서 환율이 1% 변동할 경우 국내 이자율의 변동률이 $x\%$ 라고 하면, 자본집약도의 변화율($Z\%$)는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} Z(\%) &= \frac{\Delta(K/L)}{K/L} \times 100 = \left(\frac{\frac{\omega}{r(1+x/100)} - \frac{\omega}{r}}{\omega/r} \right) \cdot \sigma \times 100 \\ &= \frac{-x}{100+x} \cdot \sigma \times 100 \quad \dots \dots \dots \quad (12) \end{aligned}$$

앞에서의 추정결과 원화가 1% 절상(환율 1%하락)될 경우 국내 이자율

의 상승률은 약 1.04 %인 것으로 계측되었기 때문에 $x = 1.04$ 를 식(12)에 대입하면

이제 여기서 대체탄력성의 지표인 σ 를 구할 수만 있다면 원화질상이 농가의 자본질약도를 몇 %나 변화시키는지를 알 수 있기 때문에 다음 단계에서는 대체탄력성을 추정하기로 한다.

2. 우리나라 農家의 勞動과 資本의 代替彈力性 計測

일반적으로 농업생산량(Q)은 경지면적, 자본 및 노동의 함수로 표시할 수 있다.

즉, 농업생산함수 : $Q = f(A, K, L)$

A는 경지면적

K는 자본

L은 노동

여기서 노동과 자본간의 대체탄력성을 구하기 위하여 위의 식을 경지면 적당 자본노동 투입량과의 관계로 표시하면 다음과 같이 나타낼 수 있다.

즉, $Y = g(K, L)$

이하, K는 단위 면적당 농업자본 투입량

L은 단위 면적당 노동 투입량

이제 농업의 생산함수 Y 가 다음과 같은 CES 생산함수를 갖고 있다고 가정하고 대체탄력성을 추정하기로 한다.

$$Y = \gamma \{ \delta K^{-\rho} + (1-\delta) L^{-\rho} \}^{-\frac{\nu}{\rho}} \quad \dots \dots \dots \quad (14)$$

Y : 단위면적당 생산량

γ : 효율성 (efficiency) 파라미터

ρ : 대체(substitution) 파라미터

δ : 배분(distribution) 파라미터

ν : 동차성의 급수

그리고 농가의 농산물 판매이익은 다음과 같이 표시될 수 있다.

$$\pi = PY - \omega L - r K \quad \dots \dots \dots \quad (15)$$

π : 이윤

P : 생산물 가격

ω : 평균임금

L : 노동 투입량

r : 자본에 대한 이자율

K : 자본 투입량

식(15)에서 노동투입률에 대한 이윤 극대화 조건은 아래와 같다.

$$\frac{\partial \pi}{\partial L} = P \frac{\partial Y}{\partial L} + Y \frac{\partial P}{\partial Y} \cdot \frac{\partial Y}{\partial L} - \omega - L \frac{\partial \omega}{\partial L} = 0 \quad \dots \dots \dots \quad (16)$$

(16)식을 노동생산성 ($\frac{\partial Y}{\partial L}$)에 대하여 정리하면, 다음과 같이 나타낼 수 있다.¹⁾

$$\frac{\partial Y}{\partial L} = \frac{\omega}{P} \left(\frac{1 + \varepsilon_{WL}}{1 + \varepsilon_{PY}} \right) \quad \dots \dots \dots \quad (17)$$

$\varepsilon_{WL} = \frac{\partial \omega}{\partial L} \cdot \frac{L}{\omega}$: 임금의 고용탄력도

$\varepsilon_{PY} = \frac{\partial P}{\partial Y} \cdot \frac{Y}{P}$: 가격의 생산탄력도

이제 식(14)를 L에 대한 편미분하면, 식(18)과 같이 된다.

$$\frac{\partial Y}{\partial L} = \nu (1 - \delta)^{-\rho-1} Y [\delta K^{-\rho} + (1 - \delta) L^{-\rho-1}]^{-1} \quad \dots \dots \dots \quad (18)$$

또한 식(14)를 다시 정리하면,

$$Y^{\frac{\rho}{\nu}} L^{-\frac{\rho}{\nu}} = [(1 - \delta) L^{-1} + \delta K^{-\rho}]^{-1} \quad \dots \dots \dots \quad (19)$$

이 된다.

(19)식을 (18)에 대입하여 다시 정리하면,

1) 이하의 式 變換은 김재원(1980)을 원용하였다.

$$\frac{\partial Y}{\partial L} = \nu \gamma^{-\frac{\rho}{\nu}} (1-\delta) \left(\frac{Y}{L}\right)^{1+\rho} Y^{\rho} \left[\frac{1-\nu}{\nu}\right] \quad \dots \quad (20)$$

이다.

식(17)과 식(20)에 의하여

$$\frac{\omega}{P} \left(\frac{1+\varepsilon_{\omega L}}{1+\varepsilon_{PY}} \right) = \nu \gamma^{-\frac{\rho}{\nu}} (1-\delta) \quad \left(\frac{Y}{L} \right)^{1+\rho} Y^{\rho} \left[\frac{1-\nu}{\nu} \right] \text{가 된다.}$$

이를 $\left(\frac{Y}{L}\right)^{1+\rho}$ 에 대해 정리하면,

$$\left(\frac{Y}{L}\right)^{1+\rho} = \frac{\omega}{P} \left(\frac{1+\varepsilon_{\omega L}}{1+\varepsilon_{PY}} \right) \left[\nu \gamma^{-\frac{\rho}{\nu}} (1-\delta) \right]^{-1} Y^{-\rho \left[\frac{1-\nu}{\nu} \right]} \quad \dots \quad (21)$$

이 된다.

양변에 로그를 취하여 다시 정리하면,

$$(1+\rho) \log \left(\frac{Y}{L} \right) = \log \left[\nu \gamma^{-\frac{\rho}{\nu}} (1-\delta) \right]^{-1} + \log \omega - \log P + \log \left(\frac{1+\varepsilon_{\omega L}}{1+\varepsilon_{PY}} \right) - \rho \left(\frac{1-\nu}{\nu} \right) \log Y \quad \dots \quad (22)$$

가 된다.

여기서 대체탄력성 $\sigma = \frac{1}{1+\rho}$ 이므로 이를 양변에 곱하면,

$$\log \left(\frac{Y}{L} \right) = A + \sigma \log \omega - \sigma \log P + \sigma \log M + S \log Y \quad \dots \quad (23)$$

$$\text{단, } A = \sigma \log \left[\nu \gamma^{-\frac{\rho}{\nu}} (1-\delta) \right]^{-1}$$

$$M = \frac{1+\varepsilon_{\omega L}}{1+\varepsilon_{PY}}$$

$$S = (1-\sigma) \frac{\nu-1}{\nu} \text{이다.}$$

여기서 불변가격을 사용하면 $P = 1$ 이므로 $\log P$ 항이 없어지고 또한 농업에 있어서 노동시장과 생산물시장이 경쟁시장이라면 $\varepsilon_{\omega L} = \varepsilon_{PY} = 0$ 이므로 $\log M$ 도 없어진다.

결국 구하는 회귀 방정식은

$$\log \frac{Y}{L} = A + \sigma \log \omega + S \log Y \quad \dots \quad (24)$$

로 단순화 된다.²⁾

이 회귀방정식에 따라 경지규모별 우리 나라 농가의 대체탄력성을 구한 결과가 〈表 3-1〉에 나타나 있다.

表 3-1 農家 耕地規模別 資本·勞動의 代替彈力性*

농 가 평 균	A	σ	S	R^2
	-2.423 (-2.8)	0.442 (3.320)	0.687 (3.70)	0.9138
0.5 ha 미만	-2.0267 (-3.775)	0.452 (4.868)	0.8557 (7.466)	0.9404
0.5~1 ha	-2.962 (-3.899)	0.353 (2.918)	0.808 (4.623)	0.935
1~1.5 ha	-3.792 (-4.267)	0.2528 (1.882)	0.9522 (4.451)	0.92
1.5~2 ha	-3.577 (-4.71)	0.2952 (2.665)	0.94 (5.075)	0.9482
2 ha 이상	-4.277 (-4.277)	0.207 (2.085)	1.1471 (7.849)	0.955

()내는 t값

* 추정에 사용된 데이터는 다음과 같다.: 농업생산량(Y)은 원래 生産量을 나타내는 것이지만 수많은 作目の 농업생산물을 통일된 측정단위(예를 들면 kg)로 합산하는 것은 개별 작목이 갖는 특성에 비추어 볼 때 적절하지 못할 뿐 아니라 그러한 자료를 구할 수 없기 때문에 실제 추정에서는 경지면적당 농업조수입을 농가판매가격지수(1980 = 100)로 나누어 불변가격으로 표시된 농업조수입을 대신 사용하였다. 그리고 노동투입량(L)은 自家勞動과 품앗이를 합한 勞動投入時間を 사용하였으며, 労賃(ω)은 농협에서 발표하고 있는 成人男子의 時間當平均 農業勞賃을 농가판매가격지수로 나눈 불변가격으로 표시된 시간당 노임을 적용하였다.

자료 : 1962 ~ 87년 농가경제조사결과보고 이용.

: 2) 식(24)에서 동차성의 급수가 1인 경우를 가정하게 되면 $S = 0$ 이므로 추정식은 $\log(Y/L) = A + \sigma \text{low}$ 가 된다. 따라서 식(24)는 보다 포괄적인 추정식이다. 그리고 대체탄력성 σ 를 다음과 같이 간편한 방정식에 의해서도 추정할 수 있다.

$$\text{즉, } \log(L/K) = \alpha + \beta \log(r/w)$$

그러나, 이 경우는 자본(K)와 자본비용(r)의 데이터의 선택에 많은 어려움이 따르게 된다.

3. 원貨切上이 農家の 資本集約度變化에 미치는 影響

제 2 단계에서 추정된 대체 탄력성의 값을 식(13)에 대입하여 계산한 결과가 <表 3-2>에 나타나 있다.

<表 3-2>에 나타난 결과에 따르면 원화가 1% 절상(환율 1% 하락) 되면 농가평균으로 볼 때 자본집약도가 0.455% 변하게 된다. 즉 원화가 절상되면 농가는 자본의 비용인 이자율이 높아짐에 따라 보다 노동집약적인 방향으로 투입요소의 비율을 조정하게 됨을 알 수 있다.

表 3-2 원貨 1% 切上時 農家の 資本集約度 變動率

경지 규모	농가평균	0.5ha이만	0.5 ~ 1ha	1 ~ 1.5ha	1.5 ~ 2ha	2ha이상
자본집약도 변동률 (%)	-0.455	-0.465	-0.363	-0.26	-0.304	-0.213

第 4 章

원貨切上이 農家의 農業經營費에 미치는 影響

換率의 变동은 원貨 表示 輸入商品價格의 變動을 초래함으로써 輸入商品을 原材料로 사용하는 모든 상품의 가격에 变동을 가져와 결국 모든 상품의 國內價格에 영향을 미치며, 이러한 價格變化는 곧 農家經營費의 变동을 가져오게 된다. 따라서 換率變動에 따른 農家經營費 變化를 측정하기 위해서는 먼저 換率變動이 国내의 물가에 얼마만큼의 변화를 주는가를 추정할 필요가 있는데, 이는 產業聯關表를 이용하여 구할 수 있다. 즉, 換率變動에 의한 파급효과는 換率變動만큼 모든 輸入商品 價格變動을 가져온다고 볼 수 있으므로 輸入商品價格 變動에 의한 物價波及模型을 이용하여 측정하게 된다. 輸入商品價格 变동에 의한 波及效果는 產業聯關表의 投入係數行列을 이용한 價格에 대한 均衡方程式으로부터 다음과 같이 유도할 수 있다. 즉, 가격에 관한 均衡方程式은

$$P^d = A^{d'} \cdot P^d + A^{m'} \cdot P^m + \hat{A}^v \cdot P^v \quad \dots \dots \dots \quad (1)$$

단, $A^{d'}$: 國產品 投入係數行列의 전치행렬

$A^{m'}$: 輸入品 投入係數行列의 전치행렬

\hat{A}^v : 附加價置係數의 대각행렬

P^d : 國內商品의 單位價格 뷰터

P^m : 輸入商品의 單位價格 벡터

P^v : 附加價置의 單位價格 벡터

로 나타낼 수 있다.

(1)式을 價格變動率模型으로 표시하면 다음과 같다.

$$P^d = A^{d'} \cdot \dot{P}^d + A^{m'} \cdot \dot{P}^m + \hat{A}^v \cdot \dot{P}^v \quad \dots \quad (2)$$

단, \dot{P}^d , \dot{P}^m , \dot{P}^v 등은 각각의 변화율을 의미함

여기서 中間投入되는 국내상품의 가격변동이 없는 상황에서 수입상품의 가격이 변동하면 그 수입상품을 中間財로 사용하는 모든 사업부문에서 價格變動壓力이 발생하고, 이들이 物價波及을 일으키게 되는데, 이때 수입상품은 国内附加價值부門과는 무관하므로 ($\dot{P}^v = 0$) (2)式은 다음과 같이 變形된다.

$$\text{즉, } \dot{P}^d = A^{d'} \cdot \dot{P}^d + A^{m'} \cdot \dot{P}^m \quad \dots \quad (3)$$

(3)式을 다시 정리하면

$$\dot{P}^d = (I - A^{d'})^{-1} \cdot A^{m'} \cdot \dot{P}^m \quad \dots \quad (4)$$

式(4)가 곧 輸入商品價格의 변동이 있을 때 국내상품의 가격에 얼마나 변동이 있는지를 나타낸다. 여기서 특정 수입상품의 수입가격 변동시에는 동률벡터 (\dot{P}^m) 중에서 당해 수입상품 부문에만 값이 나타나고 나머지 모두 영(0)을 갖는데 반해, 換率變動時에는 각 수입상품의 가격이 換率變動率만큼 일정한 값을 갖게 된다. 따라서 (4)式을 이용하여 換率變動이 있을 때 각 산업별로 국내물가의 변동이 얼마나 일어나는지를 계측할 수 있다. 현재 產業聯關表상에서 발표되고 있는 輸入誘發係數로는 $A^m (I - A^d)^{-1}$ 으로 式(4)를 다음과 같이 변형시키고,

$$\dot{P}^d = \dot{P}^{m'} \cdot A^m (I - A^d)^{-1}$$

이를 이용하여 환율변동에 따른 국내 상품가격의 變動率을 구하면 된다. 產業聯關表를 이용하여 계산한 결과 換率이 10% 변동할 때 도매 물가

表 4 - 1 換率 10% 變化時 農業經營費 變化
(1986年 營農費 基準)

營農費項目	全體營農費에 대한 構成比 (A)	換率 10% 變動時 價格變動率 (%) (B)	經營費變動率 (A × B / 100)
營農光熱費	2.1	2.61	0.548
飼料費	17.5	5.13	0.898
肥料費	10.7	4.48	0.479
農藥費	7.	5.21	0.365
其他資材 및 營農支出費	21.1	3.68	0.776
勞賃 農地賃借料, 종묘비, 동물비 등	41.6	-	-
計	100		3.066 (%)

註：1986년 營農費를 기준으로 한 것은 『1985년 産業聯關表』를 이용하였기 때문에 投入係數의 변화가 없다는 産業聯關分析의 가정에 가까운 年度를 택했기 때문이다.

전체는 3.68%의 변동요인이 발생하는 것으로 나타났고⁷⁾, 農家의 經營費와 직접 관련이 있다고 생각되는 電力, 配合飼料, 化學肥料, 農藥 등의 가격 변화는 각각 2.60%, 5.13%, 4.48%, 5.21%로 나타나고 있다. 이제 이 변동 비율에 農家經營費에서 營農光熱費, 飼料費, 農藥費, 其他材料 및 營農支出費에 얼마만한 영향을 주는가를 계산한 결과가 <表 4-1>에 나타나고 있다.

<表 4-1>에 의하면 換率이 10% 變化時에 農家經營費는 약 3% 변동하는 것으로 나타났다. 그러나 이러한 試算結果는 어디까지나 産業聯關表를 이용한 결과로서 생산 코스트 이외의 가격변동요인(예컨대 수급 관계나 制度的 要因에 의한 價格調節)은 전혀 고려되고 있지 못하고 있을 뿐 아니라, 産業聯關分析은 産業聯關表가 작성된 시점의 投入係數가 불변이라는 것을 가정하고 있으므로 投入物의 代替可能性 등을 고려되지 않고 있기 때문에 換率이 10% 변동할 때 실질로 농가의 經營費가 3% 변화한다고 단

7) 韓國銀行, 「1985年 産業聯關表를 이용한 주요 商品價格變動의 都實物價波及效果 分析」

정적으로 이야기할 수 없다. 또한 産業聯關表는 時間이 고려되지 않는 靜態分析이므로 時差的 波及效果를 알 수 없고, 계측된 결과는 최대한의 波及效果를 의미하므로 실제 효과보다도 過大評價될 가능성이 있다는 점을 부언하고자 한다.

第 5 章

要約 및 結論

本研究에서 다룬 것은 원貨切上이 農業部門에 미치는 영향중에서 農產物輸入에 미치는 영향, 農家の 자본집약도에 미치는 영향, 農家の 農業經營費에 미치는 영향의 세 가지 부분이었다.

먼저 원화절상은 원화표시 農產物輸入價格의 하락을 가져옴으로써 農產物輸入을 촉진시키는 효과를 가진다. 따라서 주요 農產物輸入量이 換率變動에 따라 얼마만큼의 영향을 받는지를 輸入需要의 換率變動에 대한 탄력성 계측으로 추정해 본結果에 의하면, 쇠고기 수입의 경우는 환율이 1% 낮아지는 경우(평가절상의 경우) 그 수입량이 0.337%만큼增加하는 것으로 나타났고, 사료용 옥수수의 경우에는 0.249%, 비사료용 옥수수의 경우에는 0.136%, 대두는 0.131%, 양고기는 0.108%의 輸入量增加가 있는 것으로 나타났다. 그밖에 主要 輸入農產物인 밀, 수수, 커피 등에 대한 수입함수의 추정결과 이들 品目은 換率變動이 輸入量變化에 별다른 영향을 주지 못하고 있는 것으로 나타났다.

다음으로 換率의 變動은 國內利子率 水準의 變動을 가져오고 이는 곧 生産要素의 결합비율인 農家の 자본집약도를 變化시키게 되는데, 이러한 効果를 分析하기 위하여 먼저 원화절상시에 國內利子率이 얼마나 변화하는지를 추정하고, 다음 단계로 우리나라 農家の 資本과 勞動의 대체탄력성을 추정한 후, 두 단계에 걸쳐 추정된 결과를 이용하여 農家の 資本集約度의

變化를 計則하였다.

各 段階別 추정 결과에 따르면, 원화가 1% 절상되는 경우 國內利子率 은 1.036% 上昇하게 되는 것으로 나타났고, 우리나라 農家の 資本과 勞動의 대체탄력성은 農家平均으로 볼 때 약 0.442 정도인 것으로 추정되었다.

위의 두 가지 結果를 利用하여 원화가 1% 절상될 때 農家の 자본집약도가 얼마만한 變動을 가져오는지를 측정한 결과, 원화가 절상되면 農家는 資本의 費用인 利子率이 높아지게 됨에 따라 종전의 資本·勞動投入比率 이 보다 勞動集約的인 방향으로(약 0.455%정도) 조정되는 것으로 나타났다.

그리고 원화의 절상은 원화표시 輸入商品의 變動을 초래함으로써 輸入商品을 原資材를 사용하는 모든 商品의 價格變動을 가져와 모든 國內商品의 가격변동을 초래하고 그 결과 農家の 農業經營費에도 變動을 가져오게 된다. 이러한 波及效果를 產業聯關分析을 통하여 측정해 본 결과 원화가 10% 절상되는 경우 農家の 農業經營費는 약 3%정도 감소하는 것으로 나타났다. 그러나 이러한 分析結果는 어디까지나 產業聯關表에 의한 것이기 때문에 그 추정결과를 곧바로 받아들이는 데는 약간의 問題가 있음을 유의해야 할 것이다. 왜냐면, 產業聯關分析에서는 生산코스트 이외 價格變動要因은 고려되어 있지 않고 있을 뿐 아니라, 產業聯關表에서는 그 表가 作成된 시점의 投入係數가 不變이라는 것을 가정하고 있으므로 投入物의 代替可能性이 배제되어 있고, 產業聯關表는 時間이 고려되지 않는 靜態分析이므로 時差的 波及效果를 알 수 없고, 계측된 결과가 최대한의 波及效果를 의미하므로, 위에서 언급한 3%의 經營費 절감효과는 실제보다 그 효과가 과대평가 될 수 있다는 점을 유의할 필요가 있다.

마지막으로, 쇠고기 수입과 國內 한우 쇠고기 價格變動 사이의 因果性을 검증한 결과에 의하면, 지금까지의 쇠고기 輸入은 국내쇠고기 가격이 높을 경우 價格安定을 위하여 쇠고기가 輸入된 것이지, 수입쇠고기로 인하여 國內쇠고기 價格이 영향을 받은 것은 아니라는 것이 입증되었다. 그러나 앞으로는 수입쇠고기 国내쇠고기 市場에서 차지하는 비중이 점차 커짐에 따라

이러한 결과는 變動될 것으로 예상된다.

이상 研究結果에서 얻을 수 있는 결론은 원화의 절상이 있는 경우 主要農產物 輸入量 變動은 쇠고기 경우를 제외하고는 그 영향이 비교적 낮고農家의 資本集約度에 있어서도 보다 勞動集約的인 방향으로 資本·勞動의投入比率이 變化하지만 그 效果 역시 微微한 것임을 알 수 있었다.

附錄 1 쇠고기 輸入量과 國內 쇠고기 價格間의 因果性檢定

1. Granger의 因果性 檢定

두 개 혹은 그 이상의 時系列 經濟變數간의 相互關係를 分析하는데 가장 일반적으로 利用되는 統計分析方法은 回歸分析이다. 그러나 회귀분석은 한 變數에 대한 依存性은 다를 수 있지만 變數간의 因果關係에 대해서는 아무 런 설명도 할 수 없다. 즉 쇠고기 輸入量과 國內 쇠고기 價格이 서로 時差 分布(distributed lag)를 가지고 영향을 미치고 있을 때 回歸分析을 통해서는 “쇠고기 輸入量 變化가 國內 쇠고기 價格變化의 原因이다”라고 할 수도 있는 반면, “國內 쇠고기 價格變化가 쇠고기 輸入量 變化의 原因이다”라고 할 수도 있으며, “두 變數사이에 피이드백이 존재한다”라고 말할 수도 있다. 따라서 분석모형의 신뢰도를 높이기 위해서는 本 研究에서의 이들 두 變數처럼 추정모형에서 핵심적 역할을 하는 변수간의 因果關係를 實證的으로 과학하여 분석 모형의 타당성을 검정할 수 있는 새로운 分析 手段이 요구되는 것이다.

그러나 일반적으로 因果關係란 一義的으로 정의될 수 있는 것이 아니며 설사 어떤 정의를 내릴 수 있다 하더라도 實際의 經驗的인 分析에 그것을 어떻게 이용할 수 있는가 하는 問題가 남게 된다. 이 問題에 대한 최초의 규명을 시도한 사람은 Granger이다.

Granger(1969)에 의하면 최소한 두 시계열 X_t , Y_t 를 포함하는 情報

集合 A가 주어져 있을 때 만약 Y_t 가 X_t 의 過去值를 사용하지 않을 때에 비해 사용하는 경우 더 잘 예측이 될 경우 X는 Y의 原因이 된다(X causes Y)라고 정의된다. 즉 $\overline{A_t} = \{ A_s \mid s \leq t - 1 \}$ 을 t-1 期까지의 모든 情報 A_s 를 원소를 하는 情報集合이라 할 때, 그는 다음의 정의를導入하고 있다.

① $\sigma^2(Y_t \mid \overline{A_t}) < \sigma^2(Y_t \mid \overline{A_t} - \overline{X_t})$ 이면 X는 Y의 원인이다($X \Rightarrow Y$), 단, 여기서 $\sigma^2(Y_t \mid \overline{A_t})$ 는 $\overline{A_t}$ 에 의한 Y의 가장 좋은 예측치의 分散이고, $\sigma^2(Y_t \mid \overline{A_t} - \overline{X_t})$ 는 $\overline{A_t}$ 에서 집합 $\overline{X_t} = \{X_s \mid s \leq t - 1\}$ 을 제외한 상태에서의 Y_t 의 예측치의 分산이다.

② $\sigma^2(Y_t \mid \overline{A_t}, X_t) < \sigma^2(Y_t \mid \overline{A_t})$ 이면 X는 Y의 同時的 原因이다(同時的 $X \Rightarrow Y$)

③ 만약 X는 Y의 원인이고, Y는 X의 원인다면 피이드백(feedback)관계가 존재한다.

위의 인과성 정의를 X_t 와 Y_t 의 두 변수 시계열 모형에 적용하기 위해서는 다음의 두 가지 가정이 필요하다.

첫째, 집합 A_t 는 X_t 와 Y_t 만을 원소로 한다.

둘째, X_t 와 Y_t 를 각각 安定時系列(stationary time series)로 변환하는 것이 가능하다. 시계열의 안정화가 필요한 이유는 不安定時系列에서는 $\sigma^2(Y_t \mid \overline{A_t})$ 등이 시점 t에 의존하여 인과관계가 시점에 따라 달라지며 因果性 검정모형의 추정식에서 분산의 추정량이 偏倚(bias)를 가져 모형의 t, F 값들이 왜곡되므로 인과성에 관한 잘못된 결론을 내리기 쉽기 때문이다. 따라서 시계열의 안정화 여부는 인과성 검정에 지대한 영향을 주는데 이 과정에 대해 좀 더 살펴보자.

먼저 시계열 X_1, \dots, X_n 이 안정시계열이라면 $P(X_1, \dots, X_n)$ 을 그 結合確率分布函數라 할 때 모든 t, k, m에 관하여 다음 식이 성립된다.

$$P(X_1, \dots, X_{t+k}) = P(X_{t+m}, \dots, X_{t+k+m})$$

$$P(X_t) = P(X_{t+m})$$

다시 말해 주어진 관측치의 집합의 결합분포는 모든 관측치의 시점을 어

면 整數 m 만큼 앞·뒤로 이동시켜도 불변이라는 것이다. 이와같이 정의 되는 안정성 개념에서 어떤 시계열이 안정 시계열인지의 여부를 검정할 수 있는 代數的으로 엄밀한 기준을 만들 수 있지만¹⁾ 이 방법은 표본수 n 이 커지면서 필요조건의 수가 너무 많아지는 결점이 있어 실제 분석에서는 다음과 같은 방법을 통해 안정성 검정을 한다.

먼저 시차 k 의 自己相關의 추정치 r_k 는 다음과 같다.

$$r_k = \frac{c_k}{c_0}$$

단, 여기서 c_k 는 共分散의 추정치로서 다음과 같다.

$$C_k = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^{n-k} (X_t - \mu)(X_{t+k} - \mu)$$

μ : 평균, n : 표본수

그런데 Bartlett 등에 의해 X 가 완전히 우연적인 자료(random data)일 경우 r_k 는 平均이 0이고 표준편차 $1/\sqrt{n}$ 인 정규 분포를 한다는 것이 밝혀져 있다. 따라서 이 사실을 이용하여 $r_k = 0$, 다시 말해 X_t 의 시차 k 에서의 자기 상관이 0이라는 가설을 검정할 수 있다. 예를 들어 $n=36$ 인 경우 95 % 信賴水準에서 信賴區間은 다음과 같다(단, $1/\sqrt{36} = 0.167$).

$$-1.96 (0.167) \leq r_k \leq +1.96 (0.167)$$

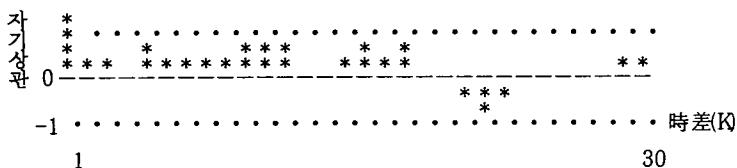
$$-0.327 \leq r_k \leq 0.327$$

따라서 r_k 가 이 신뢰구간 안에 속할 경우 $r_k = 0$ 이라 할 수가 있다. 이제 時差 k 를 가로축에, 자기상관의 추정치 r_k 를 세로축에 각각 나타낼 수가 있는데 이 그림은 相關圖(correlogram)라고 하기도 하며 이 그림을 이용하여 시계열의 안정화검정을 할 수 있다. 즉 相關圖에서 볼 때 自己相關의 추정치 r_k 가 급속히 하락하여 r_2 , 혹은 r_3 부터는 0으로 수렴할 경우 그 시계열은 안정적이라 할 수 있고 반대로 r_k 의 값의 하락속도가 매우 늦을 경우 그 時系列은 不安定하다고 할 수 있다.

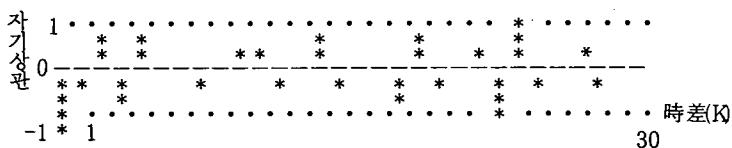
1) Box와 Jenkins(1976), p 173~187 참조.

時系列을 安定化시키는 방법으로는 差分, 로그 변환 등이 있는데 본 研究에서는 쇠고기 輸入量과 國內 쇠고기 소매가격을 각각 한번씩 差分해 준 결과 아래 그림과 같이 좋은 安定時系列로 변환시킬 수 있었다. 아래 그림에서 점선으로 표시된 구간이 $r_k = 0$ 이라는 가설의 信賴區間이다 (信賴水準 95 %).

附圖 1 國內 쇠고기 小賣價格의 相關圖



附圖 2 쇠고기 輸入量의 相關圖



2. AR 模型의 사용한 因果性 檢定

앞 절에서 정의된 Granger의 因果性 개념을 실제로 통계적 檢定이 可能한 모형으로 나타내는 방법은 Granger(1969), Sims(1974), 그리고 Pierce와 Haugh(1977)에 의해 연구된 바 있는데 그 중 다음과 같은 自己回歸(Autoregressive,AR)模型이 그 간편함으로 인해 가장 많이 사용되고 있다.

$$\begin{aligned} X_t &= \pi_{11}^p(L)X_t + \pi_{12}^q(L)Y_t + C_1 + a_t \\ Y_t &= \pi_{21}^r(L)X_t + \pi_{22}^s(L)Y_t + C_2 + b_t \end{aligned} \quad \dots \quad (1)$$

$$\text{단, } \pi_{ij}(L) = \sum_{l=1}^{M_{ij}} \pi_{ijl} L^l$$

L : 時差作用素(lag operator)

C₁, C₂ : 상수항

$$M_{11} = p \quad M_{12} = q \quad M_{21} = r \quad M_{22} = s$$

이때 'Y_t는 X_t의 원인이 아니다.'라는 조건은 $\pi_{12}^q(L) = 0$ 이라는 조건과 동일함이 Granger(1969), Pierce 와 Haugh(1977)에 의해 증명된 바 있다. 따라서 H₀; $\pi_{12}^q(L) = 0$ 이라는 귀무가설을 기각할 수 있으면 Y_t는 X_t의 원인이고 Y_t에서 X_t로의 因果關係는 H₀; $\pi_{21}^r(L) = 0$ 라는 귀무가설을 檢定하여 확인 할 수 있다.

가설검정에 사용되는 검정법으로는 尤度比檢定(likelihood ratio test), 월드檢定(Wald test), 라그랑지 乘數檢定(Lagrange multiplier test), 그리고 F檢定 등이 있다.²⁾ 이 중 다루기가 비교적 쉬운 F검정을 사용하여 H₀; $\pi_{12}^q(L) = 0$ 라는 가설을 검정하기로 하였다. 이를 설명하면 우선 (2)식의 左쪽 방정식의 제약조건 $\pi_{12}^q(L) = 0$ 을 부과하지 않았을 때의 殘差제곱합(residual sum of squares)을 e'e 라 하고 제약조건하의 殘差제곱합을 e'*e* 라 하면,

$$F = \frac{(e'*e* - e'e)/q}{e'e/(n-p-q-1)}$$

가 F 분포의 臨界值(critical Value) F(q,n-p-q-1)보다 주어진 有意水準에서 더 클 경우 귀무가설 H₀; $\pi_{12}^q(L) = 0$ 은 기각된다. 마찬가지의 方法으로 ⑩式의 아래쪽 방정식에서 H₀; $\pi_{21}^q(L) = 0$ 를 검정할 수 있다.

그런데 위의 모든 檢定統計量들이 모형의 殘差제곱합과 自由度의 합수이기 때문에 p,q,r,s의 값, 다시 말해 X_t와 Y_t의 AR次數를 어떻게 결정하느냐에 따라 가설검정의 결과가 서로 달라지게 된다. 따라서 p,q,r,s의 最適值를 찾는 方法이 필요하게 된다.

統計的으로 有意한 모든 AR項을 모형에 포함하는 것이 바람직하겠으나

2) 이들 각 검정법을 Geweke 외(1983)에서 인파성 검정에 적용된 바 있다.

그렇게 할 경우 추정식의 변수가 너무 많아져 자료를 획득·분석하고 변수들의 變化를 탐지하는데 너무 많은 노력이 요구될 뿐 아니라 자유도의 손실이 커지기 때문에 결국 變數의 추가적인 선택이 가져다 주는 得과 失을 고려하여 적절한 AR 次數를 결정할 수 있는 판정기준이 필요하게 되는 것이다.

근래 이러한 模型設定(model specification)問題에 관한 연구가 活潑하여 여러가지 다양한 기준량들이 제시되고 있다. 이러한 기준량들은 변수가 추가되면서 殘差제곱합이 減少하는 것을 긍정적 요인으로, 자유도가 손실되는 것을 否定的要因으로 고려하고 있다는 점에서는同一하나 구체적으로 이를 긍정적, 부정적 요인들을 어느 정도의 比重을 가지고 평가하느냐에 관해서는 각각 조금씩 차이가 있다.

먼저 $\hat{\sigma}_m^2$ 을 모형에 설명변수를 m 개(예컨대 $m=p+q+1$) 고려했을 때의 殘差의 분산 σ_m^2 의 最尤推定量(maximum likelihood estimator)이라 하고 $\hat{\sigma}^2$ 을 그 不偏推定量이라 하면, 즉

$$\begin{aligned}\hat{\sigma}_m^2 &= \frac{e'e}{n} \\ \hat{\sigma}^2 &= \frac{e'e}{n-p-q-1} = \frac{e'e}{n-m} \quad n: 표본수\end{aligned}$$

일 때 각각 다음의 기준량을 最小化하는 것이 모형선택 기준으로 제시되고 있다.

- ① Theil의 殘差分散基準(residual variance criterion)

$$RVC(m,n) = \hat{\sigma}_m^2 - \frac{n}{n-m}$$

- ② Sawa(1978)의 베이지안 情報量基準(Bayesian information criterion)

$$BIC(m,n) = n \ln(\hat{\sigma}_m^2) + 2(m+2) \left(\frac{\hat{\sigma}^2}{\hat{\sigma}_m^2} \right) - 2 \left(\frac{\hat{\sigma}^2}{\hat{\sigma}_m^2} \right)^2$$

- ③ Akaike(1974)의 最終豫測誤差(final prediction error)

$$FPE(m,n) = \frac{(n+m+1)}{(n-m-1)} \hat{\sigma}_m^2$$

- ④ Akaike(1974)의 情報量基準(Akaike's information criterion)

$$AIC(m,n) = \ln(\hat{\sigma}_m^2) + \frac{2m}{n}$$

- ⑤ Amemiya(1980)의 豫測基準(Prediction criterion)

$$PC(m,n) = \hat{\sigma}_m^2 \frac{n+m}{n-m}$$

- ⑥ Mallow(1973)의 Cp 基準

$$Cp(m,n) = \hat{\sigma}_m^2 + \frac{2m\hat{\sigma}^2}{n}$$

- ⑦ Schwarz(1978)의 베이즈 情報量基準

$$SBIC(m, n) = \ln \hat{\sigma}_m^2 + \frac{m \ln n}{n}$$

그러면 위 일곱가지의 기준량 가운데 어느 것을 선택하여야 하는가 하는 문제가 남는데 Geweke와 Meese(1981)에 의하면 위 모든 기준량들이 너무 작은數의 변수를 선택할 확률은 漸近的으로(asymptotically) 0 이라는 것이 증명된다. 그러나 몬테카를로(Monte Carlo)실험을 통한 결과 SBIC를 제외한 나머지 기준량들은 너무 많은 변수들을 선택할 가능성을 가지고 있음이 확인되었다. 또한 최근에 Lütkepohl의 연구³⁾에 의하면 SBIC가 위 모든 기준량 가운데 가장 작은 예측오차(prediction error)를 가진다는 것이 확인되었다. 따라서 SBIC가 기존의 어떤 모형선택기준량 보다도 우월하다고 할 수 있으며 본 연구에서도 SBIC를 기준량으로 하여 적정 AR 차수를 결정하고자 한다.

1980 년 1 월에서 1988 년 12 월까지의 월별 쇠고기 수입량과 國內 쇠고기 消費者價格을 한번씩 차분하여 安定時系列로 전환하고 SBIC를 이용하여 적정 AR 차수를 결정한 모형의 추정식은 다음과 같다.⁴⁾

3) Shumway (1988)에서 再引用.

4) SBIC를 이용하여 AR次數를 결정하는 방법은 権五祥(1990)

“肉類의 市場段階間 價格傳達過程에 관한 計量分析”, 서울대학교 碩士學位
제출 論文 第Ⅲ章 參조 .

$$SBEEFM = 121.356 - 0.493 SBEEFM(-1) \\ (0.443) (-4.493)$$

$$- 0.284 SBEEFM(-2) + 4.670 SPRICE(-1) \\ (-2.587) (2.372)$$

$$R^2 = 0.222$$

$$SPRICE = 9.405 + 0.303 SPRICE(-1) + 0.0003 SBEEFM(-1) \\ (0.669) (3.003) (0.050)$$

$$R^2 = 0.190$$

SBEEFM: 쇠고기 輸入量의 안정화 자료

SPRICE : 국내 쇠고기價格의 안정화 자료

SBEEFM(-i) : SBEEFM의 i期 앞의 값

(): t value

SBIC를 사용한 적정모형에서 q와 r의 값이 각각 1이었으므로, $\pi_{12}^q(L) = 0$, $\pi_{21}^r(g) = 0$ 이라는 가설은 t 검정을 통해서도 可能하다. 그 결과有意水準 1%에서 $\pi_{12}^q(L) \neq 0$ 이고, $\pi_{21}^r(L) = 0$ 이라는 것이 밝혀졌다. 즉 국내 쇠고기가격 변화가 쇠고기 輸入量變化의 원인이 되나, 그 逆은 성립되지 않는 것으로 밝혀졌다. 따라서 1980年代의 쇠고기 輸入은 주로 국내가격파동을 완화하기 위한 수단으로 행해졌음을 알 수 있다. 그러나 앞으로 개방압력에 의해 쇠고기 輸入量이 크게 늘어날 경우 이 因果關係는 오히려 역전되어 輸入量의變化가 국내 쇠고기가격에 영향을 주는 상태가 발생할 수도 있을 것이다.

附錄 2. 推定에 사용된 데이타

기 간	실질실효 환율지수	경상가격 국내총생산 단위, 10억원	WPI (도매물가 지수)	국내돼지 사육두수	국내쇠고기 가격 지수
1980. 1	98.62000	10874.50	95.80000	662631.0	100.0000
1980. 2	96.97000	12412.00	99.90000	558324.0	103.5234
1980. 3	100.7800	13004.30	105.0000	481429.0	110.4613
1980. 4	103.6300	15970.30	113.0000	502899.0	115.6193
1981. 1	101.7700	11081.40	116.7000	339219.0	126.6255
1981. 2	96.47000	12787.60	124.8000	416080.0	146.4947
1981. 3	93.08000	13667.50	127.3000	434506.6	154.5587
1981. 4	95.98000	17817.90	126.3000	424992.0	157.4646
1982. 1	95.98000	11777.80	125.5000	413698.0	157.7915
1982. 2	96.38000	13662.00	125.8000	492118.0	160.8064
1982. 3	95.98000	14662.60	126.6000	479925.0	172.2121
1982. 4	96.55000	19219.80	127.0000	443852.0	181.1478
1983. 1	99.92000	13269.60	126.9000	429972.0	163.8576
1983. 2	102.2300	15444.00	125.7000	529487.0	163.4944
1983. 3	103.7600	16791.90	126.1000	560312.0	172.4301
1983. 4	106.3700	21297.40	126.0000	539403.0	177.0795
1984. 1	107.8600	15238.00	126.5000	472781.0	176.3894
1984. 2	108.2900	17136.50	126.2000	472871.0	176.0988
1984. 3	107.0000	18133.00	129.1000	398239.0	149.0737
1984. 4	104.7000	22496.50	128.0000	362474.0	145.9862
1985. 1	105.8700	16219.40	127.4000	316965.0	145.2234
1985. 2	111.3000	18382.50	128.0000	298502.0	124.7730
1985. 3	115.6200	19400.40	128.6000	291192.0	130.4395
1985. 4	120.4900	24086.20	129.3000	251196.0	112.1322
1986. 1	125.4900	17993.90	125.9000	225501.0	118.3800
1986. 2	130.2400	20717.20	124.9000	238360.0	115.2561
1986. 3	133.2600	22547.50	125.2000	245005.0	115.6193
1986. 4	130.7100	26936.30	124.5000	262403.0	110.7156
1987. 1	131.5900	20839.60	125.8000	261513.0	107.8097
1987. 2	130.1300	23979.10	126.3000	286148.0	124.4097
1987. 3	126.2900	25074.00	127.6000	299721.0	120.9953
1987. 4	130.3100	29554.70	128.4000	302891.0	118.4526
1988. 1	126.9800	24002.70	129.7000	281458.0	136.5056
1988. 2	122.3700	26114.70	129.9000	268666.0	149.9455
1988. 3	116.1700	28183.70	130.7000	262044.0	159.2445
1988. 4	NA	33273.70	131.3000	260760.0	181.8380

기 간	쇠 고 기 수 입 량 단위, MT	쇠 고 기 수입가격 단위, 천불 /MT	사 료 용 수 수 입 량 단위, 1000 MT	사 료 용 수 수입가격 단위, 천불 /1000 MT	비사료용 수 수 입 량 단위, 1000 MT	비사료용 수 수입가격 단위, 천불 /1000 MT
1980. 1	1584.400	2.877304	452.3000	155.8163	91.30000	159.1544
1980. 2	121.7000	7.233363	468.9000	156.3111	94.30000	153.4040
1980. 3	109.1000	6.272225	505.2000	152.6051	97.69998	157.7319
1980. 4	139.7001	6.766640	522.2999	173.0592	119.3000	172.3059
1981. 1	136.5000	6.251282	418.0000	190.3153	122.8000	190.9169
1981. 2	3456.100	2.338879	435.7000	191.4494	545.1000	50.82939
1981. 3	13356.00	2.387010	689.7000	132.5385	110.3000	179.4696
1981. 4	23004.00	1.577174	611.9000	153.6347	117.0000	163.7291
1982. 1	12210.40	2.108342	398.7000	138.0311	159.0000	100.9730
1982. 2	8551.699	2.252944	665.8000	138.0795	118.6000	138.8946
1982. 3	22501.20	2.044864	540.8001	138.9351	96.20000	210.4237
1982. 4	27415.40	2.080896	749.3999	123.2461	125.5000	140.3291
1983. 1	14135.30	2.006063	685.1000	124.4602	157.2000	118.6240
1983. 2	19009.60	2.156805	975.9000	141.3768	149.8000	132.5300
1983. 3	28608.20	1.305315	868.8999	156.8266	173.2000	153.2344
1983. 4	25127.81	1.528307	909.3001	162.7531	137.9000	161.6955
1984. 1	13517.30	2.175486	612.8000	163.8954	170.5000	165.3402
1984. 2	822.2998	3.816371	633.6000	161.5622	191.3000	163.7392
1984. 3	6368.801	2.726086	539.6000	164.9472	178.4000	165.6284
1984. 4	4387.600	2.560625	563.6001	149.2975	175.1000	149.8258
1985. 1	1930.500	1.754053	656.4000	111.3432	166.9000	131.2157
1985. 2	415.8999	4.374610	575.7999	132.3274	217.5000	131.2157
1985. 3	416.0000	4.373317	573.9000	134.5046	210.6000	133.9905
1985. 4	41.30005	9.663439	772.4000	115.1393	232.4000	118.2900
1986. 1	9.000000	9.077778	550.3000	114.0005	196.8000	106.1438
1986. 2	0.300000	7.333345	673.9000	112.6553	245.7000	106.4929
1986. 3	12.80000	3.625000	662.2001	101.8904	239.4000	101.2740
1986. 4	9.100000	5.054945	841.7999	83.48953	260.7000	85.04104
1987. 1	20.30000	3.866995	726.0000	86.72383	253.7000	88.50295
1987. 2	22.90000	3.873362	812.2000	85.43105	364.7000	89.56704
1987. 3	33.20000	3.837349	859.8001	95.18063	302.6000	96.05618
1987. 4	35.20000	2.664772	940.2000	93.85374	306.5000	94.10245
1988. 1	100.8000	2.609127	863.1000	98.59229	276.9000	101.0300
1988. 2	35.50000	2.626405	867.7001	107.8093	306.4000	110.1443
1988. 3	780.2000	6.309279	974.2000	115.5113	342.4000	119.9515
1988. 4	21189.80	1.772051	1096.000	126.4039	323.8000	143.2802

기간	대두수입량 단위, 1000MT	대두수입가격 단위, 천불 /1000MT	양고기수입량 단위, MT	양고기수입가격 단위, 천불 MT
1980.1	113.8001	301.8895	4043.300	1.070190
1980.2	125.5000	292.0416	3747.300	1.086115
1980.3	145.8000	294.1833	2904.300	1.074958
1980.4	158.2000	340.2321	2138.399	1.081136
1981.1	131.2000	371.9338	2485.800	1.048516
1981.2	118.8001	357.5674	2839.200	1.018949
1981.3	122.3999	325.6861	2473.200	1.139778
1981.4	121.9000	296.4060	2779.000	1.156747
1982.1	94.20000	286.2379	1570.400	1.017320
1982.2	169.0999	277.5791	2107.700	1.133463
1982.3	134.1000	272.2408	2905.800	1.102106
1982.4	260.8999	280.9318	2040.100	1.010490
1983.1	130.3999	243.6671	2733.100	0.898247
1983.2	181.8000	280.8863	2955.200	0.842989
1983.3	172.3000	253.9763	2442.900	0.891359
1983.4	173.8000	328.5696	3113.700	0.829753
1984.1	172.8000	339.6388	1248.400	1.264338
1984.2	188.1000	321.6628	1926.600	1.317399
1984.3	153.2000	326.4263	3628.600	1.024610
1984.4	207.9999	285.7611	2991.900	0.827067
1985.1	188.7001	263.3005	2579.500	0.885947
1985.2	198.1000	256.3665	2829.200	0.765552
1985.3	214.7001	253.5842	5397.500	0.870551
1985.4	266.2998	231.4248	4205.600	0.785144
1986.1	215.8000	230.2413	3016.000	0.814158
1986.2	266.9000	232.3626	2850.600	0.767277
1986.3	259.0999	225.1905	4076.400	0.844299
1986.4	419.1001	231.3244	3633.700	0.815560
1987.1	244.8001	208.8896	5185.700	0.738705
1987.2	246.7000	208.0811	2152.300	0.715746
1987.3	278.4000	227.0383	3843.900	0.840605
1987.4	345.7002	231.1990	5142.100	0.823477
1988.1	254.9000	238.8180	5716.700	0.908216
1988.2	224.4000	261.9216	5917.100	0.677832
1988.3	271.0000	285.1276	6886.200	0.626282
1988.4	276.3000	346.4329	7627.100	0.843427

기간	農村私債 利子率, % / 年	會社債收益率 單位, % / 年	유로달러金利 현대市場 3個月物 單位, % / 年
1980.1	43.2	32.2	19.31
1980.2	46.8	31.5	9.93
1980.3	44.4	28.4	12.38
1980.4	46.8	28.2	18.13
1981.1	44.4	23.8	15.06
1981.2	43.2	22.6	18.38
1981.3	43.2	23.7	17.44
1981.4	43.2	26.9	40.00
1982.1	40.8	20.7	15.13
1982.2	37.2	13.9	16.31
1982.3	34.8	15	11.75
1982.4	32.4	16	9.25
1983.1	32.4	14.4	9.50
1983.2	31.2	13.9	9.81
1983.3	30.0	14.1	9.63
1983.4	28.8	14.2	10.31
1984.1	28.8	13.6	10.63
1984.2	28.8	13.7	12.19
1984.3	27.6	14.6	11.44
1984.4	28.8	15	8.69
1985.1	27.6	14.7	9.19
1985.2	27.6	14.3	7.88
1985.3	26.4	13.8	8.31
1985.4	26.4	13.6	7.94
1986.1	25.2	12.4	9.56
1986.2	25.2	12.8	6.81
1986.3	25.2	12.8	6.06
1986.4	24.2	12.8	6.50
1987.1	23.1	13	6.50
1987.2	22.5	12.7	7.19
1987.3	22.2	13	8.37
1987.4	22.2	12.9	7.37
1988.1	21.7	13.7	6.81
1988.2	22.1	15.1	7.81
1988.3	21.8	15.9	8.50
1988.4	21.8	13.7	9.19

자료 : 「貿易統計月報」, 1980.1~1988.12.

「經濟統計年報」, 1981~1989.

「畜產物 價格 및 需給資料」, 1980~1988.

參 考 文 獻

- 關 稅 廳, 「貿易統計月報」1980. 1 ~ 1988. 12.
- 權 五 祥, 「肉類의 市場段階間 價格傳達過程에 관한 計量分析」, 서울 대학교 碩士學位論文, 1990.
- 김 재 원, “韓國製造業에 있어서 中小企業의 役割과 生產函數”, 韓國開發研究, 1980. 겨울호.
- 農林水產部, 「農家經濟調查結果報告」, 1980 ~ 1988.
- 鄭 基 後, 「微視經濟理論」, 1986, 經文社.
- 韓 國 銀 行, 「經濟統計年報」, 1981 ~ 1989.
- _____, 「產業聯關分析解說」, 1987.
- _____, 「1985 年 產業聯關表를 이용한 主要 商品價格變動의 都賣物價 波及效果 分析」.
- Akaike. H, "A new look at the statistical model identification." IEEE Transactions on Automatic Control, Ac - 19. 1974.
- Amemiya. T, "Selection of Regressors." International Economic Review Vol 21, 1980. pp341 – 345.
- Box. G. E. P and G. M. Jenkins, 'Time Series Analysis; Forecasting and Control, 2nd ed, Holden – Day 1976.
- Chatfield. C., 'The Analysis of Time Series; An Introduction, 3rd ed. Chapman and Hall. 1984.
- Geweke. J. and R. Meese, "Estimating Regression Models of Finite but Unknown Order," International Economic Review. Vol 22, 1981. pp55 – 70.
- Geweke. J. et al., "Comparing Alternative Tests of Causality in Temporal

- Systems; Analytic Results and Experimental Evidence." Journal of Econometrics Vol 21, 1983. pp161 - 194.
- Granger. C. W. J., "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross - Spectral Methods." Econometrica Vol 37. No3. 1969. pp424 - 438.
- _____, and P. Newbold, 'Forecasting Economic Time Series'. Academic Press. 1977.
- Johnston. J., 'Econometric Methods', 3rd ed. McGraw - Hill. 1984.
- Makridakis. S., et al, 'Forecasting; Methods and Applications', 2nd ed, John Wiley Sons, 1983.
- Mallow. C. L., "Some Comments on Cp," Technometrics , Vol 15, 1973. pp661 - 675.
- Pierce. D. A and L. D. Haugh., "Causality in Temporal Systems; Characterizations and a Survey." Journal of Econometrics Vol 5. pp265 - 295.
- Sowa. T., "Information Criteria for Discriminating among Alternative Regression Models." Econometrica , Vol 46, 1978. pp 1273 - 1282
- Shumway. R. H., 'Applied Statistical Time Series Analysis', Prentice Hall, 1988.
- Sims. C. A., "Money, Income, and Causality." American Economic Review Vol 62, 1972. pp540 - 552.

빈

면

研究報告 189

원貨切上이 韓國農業에 미치는 影響에 관한 研究

1989년 12월

發行人 金 榮 鎭

發行處 韓國農村經濟研究院

130-050

서울특별시 동대문구 회기동 4-102

登錄 1979年 5月 25日 第 5 - 10號

電話 962-7311

印 刷 林式會社 文 范 社

電話 739-3911~5

出處를 明示하는 한 자유로이 引用할 수 있으나 無斷轉載 및 複製는 禁함.