

칼만필터를 利用한 우리나라의 潛在的 GNP 推定과 景氣變動의 推移에 관한 研究*

李 炳 完**

〈目 次〉

- I. 序 論
- II. 既存研究
- III. 潛在的 GNP 推定の 多變數 필터링 模型
- IV. 推定結果
- V. 結論

I. 序 論

潛在的 GNP는 일반적으로 인플레이션의 加速化를 隋伴하지 않고 얻을 수 있는 最大生産水準의 개념으로 定義된다. 이러한 개념의 잠재적 GNP 수준을 만일 우리가 정확히 안다면 현재의 성장속도가 物價安定을 달성할 수 있는 適正한 속도인지의 與否를 바로 가늠해 볼 수 있을 것이다. 따라서 성장보다 安定爲主의 정책이 추진되는 시기일수록 잠재적 GNP 수준은 더 큰 관심의 대상이 되기 마련이다. 우리나라의 경우 6-70年代를 되돌아보면 高率의 開發인플레이션이 진행된 시기였지만 成長 最優先의 政策基調가 지배했던 탓에 잠재적 GNP 수준에 대해 큰 관심을 기울일 겨를을 갖지 못했다. 그러나 70년대 후반 계속되는 高物價와 그로 인한 國民經濟的 害惡이 누적되어 인플레이션을 더 이상 고속성장에 따르는 하나의 副產物 정도로 여길 수 없게

* 이 논문은 1992년도 한국학술진흥재단의 공모과제 연구비에 의하여 연구되었으며 94년 2월의 한국경제학회 정기학술대회에서 발표된 것을 수정·보완한 것임. 지정토론자였던 韓國開發研究院(KDI)의 朴佑奎 博士와 韓國銀行의 金潤喆 博士 및 익명의 심사위원의 논평에 감사드리고 특히 시카고 聯準銀行의 Kuttner 博士의 도움과 논평에 감사드린다.

** 영남대학교 상경대학 경제학과.

되기에 이른다. 따라서 안정을 중시하는 쪽으로 정책기조의 전환이 모색되었는데 79년의 經濟安定化 綜合施策을 분수령으로 해서 80년대 들어 특히 5공화국 기간동안 안정에 역점을 두는 정책이 추진되었다. 국민경제의 건실한 발전을 위해 물가안정이 무엇보다 必須不可缺少하다는 國民的 共感帶의 토대는 특히 80년대 후반의 不動產價格 暴騰과 함께 賃金紛糾 등을 거치면서 強化됐다고 보여진다. 이에 따라 短期的으로 인플레이 加速化를 피할 수 있는 經濟成長 目標를 책정하는 기준으로서 잠재적 GNP의 중요성이 점차 크게 부각되고 있다. 그러므로 보다 신뢰할 수 있고 政策的 有用性이 높은 잠재적 GNP의 추정에 대해 어느 때보다 많은 연구가 요청된다고 하겠다. 그러면 우선 정책적 유용성이 높은 잠재적 GNP란 무엇인지 그 개념 定義부터 생각해 보기로 한다.

1. 潛在的 GNP의 概念

潛在的 GNP(potential GNP)를 일단 實現可能하고 또한 持續可能한 最大生産水準의 概念으로 상정해 보자. 여기서 지속가능한(sustainable)이란 수식어를 사용한 것은 잠재적 GNP를 極大生産水準(maximum output)의 개념과 구별하기 위해서이다. 極大生産水準이란 賦存 生産要素를 최대한 고용함으로써 實現可能한 생산수준의 개념이겠는데 이것은 24시간씩 일주일 내내 可用 勞動力과 生産設備를 모두 稼動해서 생산활동을 한다고 할 때 달성될 수 있는 產出庫일 것이므로 유지가능하지 못하고 따라서 그 수치는 별 실용적 의미를 갖지 못한다고 할 수 있다. 그러므로 잠재적 GNP란 실현가능하면서도 계속 유지될 수 있는 생산수준의 개념으로 정의되어야 한다. 그러나 이것만으로는 잠재적 GNP에 대한 유용한 정의로 충분하지 못하다. 잠재적 GNP가 경기변동이나 실업과 인플레이와 같은 주요 거시경제문제를 논의하는데 있어 유용한 개념이 되려면 생산요소에 대한 일정한 基準使用水準(benchmark level of utilization)이 설정되어야 한다. 일반적으로 잠재적 GNP를 정의하는데는 현재의 物價上昇基調를 加速化시키지 않는 수준의 노동과 자본의 사용량을 基準(benchmark)으로 하게 된다. 즉, 인플레이 가속압력을 수반하지 않고 생산에 투입될 수 있는 노동력과 자본의 크기에 대응하는 생산수준을 잠재적 GNP로 보는 것이다. 이때의 상황을 完全雇傭이라고

정의하고 이때의 실업률을 自然失業率이라고 정의한다면 잠재적 GNP는 곧 完全雇傭GNP 또는 自然失業率下의 GNP가 되는 셈이다. 따라서 잠재적 GNP는 인플레 가속압력을 수반하지 않고 持續可能한 완전고용GNP라고 정의할 수 있을 것이다. 만일 실업률과 인플레사이의 안정적인 관계가 존재한다면, 즉, 右下向하는 短期的 필립스曲線이 성립한다면 실업률도 생산요소에 대한 기준사용수준 지표로 사용될 수 있게 된다. Okun은 60년대초 잠재적 GNP개념을 도입하면서 당시 미국의 總生産 變化趨勢에 비추어 4%의 失業率下에서 얻어지는 생산수준이 잠재적 GNP라고 하였다. 그런데 잠재적 GNP를 추정하는 방법론적인 갈래는 여러 가지가 있지만 모든 방법들이 이러한 인플레(또는 실업률)와의 관계에 대한 明示的인 고려를 바탕으로 하고 있지는 않다. 그러므로 인플레나 실업문제 논의에 유용성이 큰 잠재적 GNP를 추정하기 위해서는 인플레율을 현재 수준에서 안정시키면서 달성가능한 최대생산수준이라는 개념정의에 보다 충실히 바탕을 둔 추정모형을 모색해야 할 것이다.

2. 景氣變動과 潛在的 GNP

現實 GNP는 여러 가지 요인에 의한 각종 需要衝擊에 의해 잠재적 GNP보다 높기도 하고 낮기도 하는 循環變動을 보이게 되는 바 현실GNP와 잠재적 GNP와의 乖離, 즉, GNP갭은 클수록 그리고 오래 지속될수록 바람직하지 못하다. 공급측면의 교란이 없다고 할 때 일반적으로 갭이 (+)의 방향이면 물가안정을 해치게 됨으로써 경제에 해악을 가져오고 (-)의 방향이면 실업과 침체의 고통을 초래하게 된다. 따라서 GNP갭을 가급적 줄이는 것이 裁量的 財政金融政策의 主要 目標이 될 수밖에 없다. 말하자면 경기대책의 핵심은 현실경제성장을 잠재적 GNP수준에 근접시키는 데 있다고 할 수 있다. 물론 공급측면의 충격도 잠재적 생산능력 뿐만 아니라 현실생산수준의 변화를 가져온다. 그러나 만일 공급측면의 충격을 지나치게 강조해서 현실생산량의 변화가 모두 공급측면의 충격에 의해서 야기되는 것으로 보게 되면 GNP갭의 개념을 바탕으로 한 裁量的 景氣安定化政策에 대한 논의 자체가 無意味해지게 될 것이다. 이것은 實物的 景氣變動論者들의 입장이 되겠는데 그들의 극단적 견해를 따르면 잠재적 GNP가 곧 실제GNP와 늘 같

아지게 된다. 그들은 가격변수의 伸縮調整을 전제함으로써 물가와 임금 등 가격변수들이 모든 시장을 항상 清算한다고 보아 경제변동은 항상 競爭均衡狀態의 連續인 것으로 파악한다. 따라서 수요충격은 단지 명목변수인 물가에만 영향을 미치고 相對價格이나 雇傭 및 生産과는 무관하다고 보게 된다. 즉, 技術革新과 같은 공급측면의 충격만이 총생산변화의 主要因이라고 보게 되는 것이다.³⁾

本 論文의 潛在的 GNP 推定模型은 우선 실질GNP를 確率的(stochastic) 可變趨勢(variable trend)를 갖는 변수로 보아 長期的 趨勢因子와 短期的 循環因子로 분리해서 파악하는 것을 그 출발점으로 한다. 그럼으로써 공급측면의 충격이 가져오는 잠재적 GNP에의 영향도 충분히 고려할 수 있는 여지를 담을 수 있게 되는데 특히 인플레이션을 GNP갭의 함수로 나타낸 총공급 방정식을 포함함으로써 잠재적 GNP가 인플레 가속압력을 수반하지 않는 완전고용GNP의 개념으로 다루어져야 함을 명시적으로 나타내고 있다고 할 수 있다. 隱匿因子 模型의 형태인 이들 연립방정식들을 狀態空間模型으로 표시함으로써 칼만필터(Kalman Filter)를 이용하여 잠재적 GNP를 추정할 수 있게 되는데 이러한 방법은 기존의 전통적 방법들이 갖고 있는 測定の 문제를 회피할 수 있을 뿐만 아니라 추정의 誤差에 대한 統計的 有意度를 제시할 수 있기도 하다. 본 논문의 전개순서를 보면 우선 다음 절에서 既存研究와 그 問題點들을 概觀함과 아울러 연구동기를 보다 구체적으로 설명하기로 한다. 모형의 設定過程과 推定方法은 III節에서 그리고 추정결과에 대한 해석 및 경기변동의 추이 분석과 기존 연구결과와의 비교는 IV節에서 다루고 마지막으로 V節에서는 結論 및 앞으로의 研究方向을 論議한다.

II. 既存研究

1. 既存研究 概觀

潛在的 GNP는 實質金利나 自然失業率등과 마찬가지로 가장 중요한 巨視

3) 實物的 景氣變動分析의 基本骨格을 既存의 需要中心의 경기변동분석과 對比해서 살펴보기 위해서는 Minneapolis 聯準銀行의 Quarterly Review(Fall 1986)에 실린 Prescott - Summers의 論爭과 Manuelli의 論文을 參照할 수 있다.

變數이면서도 관찰이 불가능하므로 관찰가능한 변수가 갖는 정보를 바탕으로 推定할 수밖에 없다. 安定속의 成長을 指向하는 財政 및 金融政策을 효과적으로 운용하는 데 있어 精度높은 잠재적 GNP의 추정 은 매우 중요한 문제이므로 60년대초 Okun의 연구를 효시로 그 동안 다양한 방법에 의한 추정이 시도되었다. 일반적으로 잠재적 GNP를 추정하는 데는 趨勢線 推定法, 生産函數 接近法, 오쿤의 法則 利用法, 일변수 또는 다변수 필터링法 등이 사용되고 있다. 이들 중 추세선 추정법과 일변수 필터링법은 오로지 실질GNP 계열의 움직임만을 고려하여 추세계열을 도출하고 이를 잠재적 GNP계열로 파악하는 방법이다. 이제 이들 방법을 하나씩 간략히 概括해 보고 문제점들을 살펴보고자 한다.

(1) 趨勢線 推定法

潛在的 GNP를 推定하는 가장 손쉬운 方法은 實質GNP 時系列을 디스케일링(가령 自然對數를 취함으로써)한 후 線形的 趨勢線을 推定하는 것인데 이것은 70년대 초반까지만 해도 가장 보편적으로 사용된 방법이었다. 그후 70년대 들어 두 차례의 石油波動과 生産性的 大勢 下落으로 成長趨勢가 確然히 鈍化되자 潛在的 GNP의 趨勢轉換을 감안한 切斷趨勢 推定法이 나오게 되었다. 이것은 기본적으로 趨勢轉換 時點을 찾아서 區間別 추세선을 추정하여 연결하는 방법인데 추세전환 시점을 선정하는 데 任意性이 介在되기 쉽다. 이러한 절단추세 추정법을 사용한 예로서는 美國 商務省의 經濟分析局(Bureau of Economic Analysis)에서 경기회복기의 중앙점을 연결하는 극히 간단한 방법으로 잠재적 GNP를 추정하여 한동안 발표한 바 있었던 사실을 들 수 있다. 그 외에 Gordon(1975,1977,1981,1993)은 추세전환이 시작되는 기준시점들을 선정한 후 幾何的 內插法(geometric interpolation)으로 연결해 나가는 추정법을 사용하고 있다.

(2) 單一 變數 필터링法

보다 세련된 計量的 技法을 사용하여 추세선의 추정을 한 예로는 Hodrick & Prescott(1980)의 연구가 있다. 이것은 추세의 변화율 변화분의 제곱의 합이 임의의 어떤 값보다 작도록 제약한 상태에서 對數變換한 변수의 추세로부터의 偏差의 제곱의 합을 극소화시키는 방법인데 필요에 따라

제약식의 스무딩 係數값을 달리함으로써 趨勢線의 부드러운 정도를 조절할 수 있다. Hodrick—Prescott 필터(H—P 필터)라고 불리는 이 기법은 Kydland & Prescott(1982, 1990)을 비롯 특히 실물적 경기변동 모형을 사용하는 연구에서 추세를 제거하고 순환변동치를 추출하는 데 널리 사용되고 있다. 曹夏鉉(1991)에서는 실질GNP를 비롯한 주요 거시변수들의 추세를 H—P 필터를 사용해서 추정 한 후 우리나라의 경기변동 추이를 분석하고 있다.⁴⁾ 한편 Harvey(1985), Watson(1986) 및 Clark(1989)의 경우 거시 시계열을 確率的 趨勢因子(stochastic trend component)와 循環因子(cyclical component)로 구성된다고 보아 적절한 추세제거 방식을 논하고 있는데 실질GNP 시계열의 경우 그 확률적 추세인자를 추출함으로써 잠재적 GNP를 파악할 수 있음을 보이고 있다. 추세인자는 대개 漂流項(drift term)을 갖는 任意步行(random walk)을 따른다고 가정되며 순환인자는 定常的인 自己回歸的(autoregressive) 殘差項으로 간주된다. 추세인자를 추출하는 구체적 기법은 첫째로 일종의 一變數 隱匿因子模型을 설정한 후 이를 狀態空間表示法(state—space representation)으로 나타내어 칼만필터를 사용할 수도 있고 또는 ARIMA 모형을 사용해서 추정할 수도 있다. 이러한 일변수 필터링법은 잠재GNP 추정을 主目的으로 하는 技法이라기보다 景氣變動 分析에 있어 巨視時系列의 趨勢部分을 제거하고 循環變動部分만 抽出하고자 할 경우에 주로 사용되는 기법이라고 할 수 있다.

(3) 生産函數 接近法

생산함수접근법은 잠재적 GNP를 추정하는데 가장 많이 사용돼온 방법이라고 볼 수 있는데 이것은 生産要素의 總可用量을 事前的으로 推定된 生産函數에 대입시킴으로써 잠재적 GNP를 구하는 방법이다. 70년대에 주로 많이 쓰여진 이 방법은 直觀的으로 가장 명확해 보이는 방법이면서도 사전적으로 추정된 생산함수의 타당성 문제(가령, 生産性 추정치의 정확도 문제)

4) Cogley & Nason(1994)에서는 時系列 資料가 定常的(stationary)이지 못하고 積分化 時系列(integrated process)일 경우 H—P 필터를 사용하게 되면 원래 시계열에는 존재하지도 않는 動態的 循環變動 樣相을 발생시킬 수 있음을 밝히고 있다. 즉, 추세제거 방법에 대한 Nelson—Kang(1981)의 비판이 H—P 필터에 그대로 적용된다는 것이다. H—P 필터에 대한 이러한 맥락의 문제점은 이미 King & Rebelo(1993)에서도 지적된 바 있다.

뿐만 아니라 특히 생산요소 투입량에 대한 測定の 問題가 큰 부담이 되는 방법이다. 가령 資本스톡에 대한 分期別 데이터를 精度높게 추정해야하는 문제를 비롯 自然失業率에 대응하는 생산요소량을 추정하는데 따르는 측정 문제 등도 만만치 않다. 미국의 경우 CEA(Council of Economic Advisers)에서는 이 방법으로 추정한 잠재적 GNP 데이터를 62년부터 82년까지 대통령경제백서를 통해 발표한 바 있다. 생산함수 접근법으로 잠재적 GNP를 추정하는 연구로는 그 외 Thurow & Taylor(1966), Artus(1977), Perry(1977), Clark(1979), Perloff & Wachter(1979)등이 있다. 우리나라의 경우도 한국은행에서 調査統計月報(73,77,89,92)를 통해 발표한 그 동안의 잠재적 GNP추정은 모두 생산함수접근법에 주로 의존하고 있다. 92년의 韓銀研究(金炳和·金潤喆)는 既存의 韓銀研究와 달리 產業部門을 3개 部門으로 나누고 對外均衡의 一定水準維持를 감안하면서 생산함수접근법에 의해 잠재적 GNP를 추정하고 있는데 恒等式接近法과 景氣變動趨勢接近法으로 구해지는 결과와 대체로 유사함을 보여준다. 李暎勳·崔勝老(1994)에서는 이러한 생산함수접근법을 근간으로 하되 기존연구의 규모에 대한 報酬不變 및 技術의 極大效率性 假定을 緩和하여 잠재적 GNP를 추정하고 있다. 한편 朴佑奎(1989)에서는 물가상승압력을 추정하는데 필요한 자료로서 잠재적 GNP를 추정하되 여타의 연구와는 달리 자본스톡과 생산함수를 내생적으로 간주하고 있다.

(4) 오쿤의 法則에 의한 推定法

그 다음으로 失業水準을 實質GNP와 潛在的 GNP의 gap을 나타내는 것대로 파악하는 소위 Okun's Law에 의한 推定方法이 있지만 이 것도 自然失業率이라는 不計測變數를 정확히 안다는 假定에 기초하고 있는 점이 문제점으로 된다. Q와 Q'를 각각 실질GNP와 잠재적GNP라고 할 때 Okun(1962)은 $Q' = Q[1 + 0.032(U - U^*)]$ 의 관계식에 의해 실업률과 자연실업률(당시의 추정치는 4%)의 乖離로부터 잠재적 GNP의 크기를 간단히 산출해 낼 수 있다고 보았다. 그러나 이것은 기본적으로 不計測變數인 잠재 GNP를 또 다른 불계측변수인 자연실업률로 바꾼 데 불과하다. 70년대 들어 공급속으로 인한 構造的 失業率이 증가하고 生産性的 大勢下落 趨勢가 나타나자 자연실업률을 더 이상 고정된 값으로 볼 수 없게 되어 Rissman

(1986)이나 Lilien(1982)등은 자연실업률의 추세변화에 대한 추정을 시도하게 된다. 또한 Tatom(1979)이나 Sheehan & Zahn(1980)에서는 산출고의 실업률에 대한 反應度(즉, Okun의 係數값)의 변화추이를 추정하고 있다. 그 외 Okun의 법칙을 이용해서 잠재적 GNP를 추정한 최근의 연구로는 Clark(1983), Braun(1990), Blackley(1991) 등이 있다.

한편 노동생산요소를 잠재적GNP의 중요 결정요인으로 보는 恒等式接近法이 있는데 이것은 GNP와 勞動生産性및 雇傭간의 항등식관계를 이용하는 방법이다. 즉, E를 就業人口, H를 就業者 1인당 勞動時間, L을 經濟活動人口, 그리고 N을 15세이상 인구라고 하면 항등식 $Q = [Q/(E \cdot H)] \cdot (E/L) \cdot (L/N) \cdot H \cdot N$ 에서 $[Q/(E \cdot H)]$ 는 時間當 勞動生産性을, 그리고 (E/L) 과 (L/N) 는 각각 就業率 및 經濟活動參加率을 나타낸다. 이 항등식을 변화를 관계식으로 바꾼 후 적당히 변형하면 자연실업률에 대한 추정을 토대로 잠재적 GNP를 추정할 수 있는 식이 얻어 지는데 이것은 결국 Okun의 법칙에 대한 일종의 變形式에 다름 아니다.⁵⁾ 이러한 방법으로 잠재적 GNP를 추정한 연구로는 Clark(1983), Gordon(1973, 1984), Woodham(1984) 등이 있다. 89년과 92년의 韓銀 調査統計月報에는 이러한 방법에 의한 추정결과가 포함되어 있다.

(5) 多變數 필터링法

潛在的 GNP를 推定하는 데 있어 인플레이션과의 관계를 보다 明示的으로 고려하는 모형을 설정하고 있는 연구는 극히 최근에 와서야 등장하게 되었다. Laxton & Tetlow(1992)에서는 Hodrick-Prescott 필터모형을 인플레이션과 실업률 데이터를 고려하는 多變數 模型으로 확장하고 있다. 그러나 이 모형에서도 스무딩 계수값을 임의로 선정해야하는 단점을 안고 있다고 하겠다. Clark(1989)에서는 단일변수 은닉인자 모형에 실업률을 포함함으로써 Okun의 법칙을 이용하는 바와 같은 二變數 은닉인자 모형을 사용해서 추세 추정을 하고 있다.

5) Gordon(1984)에서 導出過程과 함께 이에 대한 자세한 說明을 볼 수 있다.

2. 評價 및 本研究의 動機

위에서 살펴 본 추정방법은 모두 추정치에 대해 아무런 統計的 有意水準을 밝힐 수 없을 뿐 아니라 이미 지적인 바와 같이 오쿤의 법칙이용법과 항등식접근법은 불가측변수인 자연실업률에 대한 추정을 토대로 하고 있으며 생산함수 접근법은 대단히 부정확하기 쉬운 生産要素 賦存量(특히 資本스톡)에 대한 추정을 토대로 하는 등의 문제점을 갖고 있다.

이에 本 研究에서는 기존의 추정방법을 탈피해서 우리나라의 잠재적 GNP를 은닉인자모형(unobserved-components model)에 의한 多變數 필터링 接近方法에 입각해서 추정해보고자 한다. 이러한 접근방법은 Kuttner(1991,1992)에 의해 제안된 것으로 특히 Kuttner(1993,1994)에서와 같이 잠재적 GNP의 변화를 총공급 방정식을 통해 인플레이션의 변화와 연결시키는 확고한 이론적 토대에 기초하고 있을 뿐만 아니라 인플레이와 실질성장을 데이터를 가지고 잠재적 GNP를 추정하므로 不可測變數(unobservable variable)들에 대해 별도로 추정한 결과를 필요로 하지 않는다. 또한 추정치의 不確實性에 대해 有意水準을 밝힐 수 있으며 실질 GNP의 변동을 잠재적 GNP에 대한 shock으로 보고 이를 수요 측면의 충격과 공급측면의 충격으로 나누어 파악함으로써 경기변동의 성격을 규명하는 정보를 도출할 수 있기도 하다. 본 연구의 추정모형이 갖는 기존연구와 다른 제반 특징들은 다음절에서의 도출과정 설명을 통해 보다 분명하게 드러나게 될 것이다.

III. 潛在的 GNP 推定の 多變數 필터링 模型

1. GNP의 確率的 趨勢性

잠재적 GNP가 관찰되지 않는 변수이므로 관찰되는 변수들로부터 필요한 정보를 抽出해 낸다고 할 때 어떠한 가측변수들을 고려의 대상으로 삼느냐가 문제가 된다. 앞에서 잠재적 GNP의 개념정의를 논의하면서 언급한 바 있지만 실제GNP가 잠재적 GNP를 벗어날 때 그 격차인 GNP 갭의 크기는 공급측면의 아무런 충격이 없는 한 단기적으로는 가장 중요한 인플레이 결정요인이 된다. 따라서 실제GNP와 인플레이션을 관찰변수로 하여 잠재적 GNP

추정에 필요한 정보를 추출할 수 있겠는데 이를 위해 본 논문의 모형은 기본적으로 Watson & Engle(1983)이 논의하고 있는 多重指標設定式(multiple-indicator specification)을 따르고 있다. 즉, Watson(1986)과 Stock & Watson(1988)이 강조하는 바와 같이 GNP를 비롯한 巨視變數들이 可變的 趨勢(variable trend)의 모습을 띠게 된다고 보고 잠재적 GNP를 은닉된(latent) 확률적 추세(stochastic trend)로 파악하는 데서 출발하여 실제 GNP의 이러한 추세치로부터의 갭을 總供給方程式을 통해 인플레이變數와 연관시킴으로 二變數(bivariate) 은닉인자(unobserved-components)모형을 설정하는 것이다.

2. 趨勢因子와 循環因子

切斷趨勢線을 설정하는 것과 같은 기존의 방법에서 처럼 잠재적 GNP가 확정적 추세를 갖는 것으로 보는 대신 잠재적 GNP가 확률적 추세를 따른다고 가정할 때 (自然對數를 취한) 잠재적 GNP(x^*)가 표류항(drift)을 갖는 任意 步行(random walk)이라고 하면

$$(1) \Delta x_t^* = \mu_t + \varepsilon_t$$

와 같이 표시할 수 있고 여기서 표류항 μ_t 는 잠재적 GNP의 長期平均成長率을 나타낸다. (1)식은 잠재적 성장률인 Δx_t^* 이 단기적으로는 長期平均値를 이탈할 수 있음을 의미한다. 여기서 白色雜音(white noise)인 교란항 ε_t 는 發生 當期 또는 다음 期の 總生産能力水準에 영향을 미치는 공급측면의 충격으로 볼 수 있으며 그 영향은 영구히 남게 된다. 따라서 ε_t 를 실질GNP에 미치는 永久衝擊(permanent shock)이라 부르기로 한다.

計測이 가능한 변수인 실질GNP(x_t)는 추세인자(trend component)와 순환인자(cycle component)로 나누어 파악할 수 있으므로

$$(2) x_t = x_t^* + z_t$$

와 같이 표시할 수 있다. 추세인자인 x_t^* 는 잠재적 GNP이고 순환인자인 z_t 는 GNP갭이다. 만일 z_t 가 AR(3)를 따른다고 가정하면 순환인자의 運動法

則은

$$(3) z_t = \phi_1 z_{t-1} + \phi_2 z_{t-2} + \phi_3 z_{t-3} + u_t$$

와 같이 나타낼수 있다. 여기서 시차항을 더 늘이거나 줄이는 것은 실증적으로 타당도검정을 통해서 결정할 문제임은 물론이다. (3)식에서 u_t 도 또한 白色雜音(white noise)인데 이는 주로 실질GNP에 미치는 一時衝擊(transitory shock)을 나타내므로 短期的 수요측면의 충격으로 볼 수 있을 것이다. 이것은 추세선을 중심으로한 循環運動의 경로에만 영향을 미치고 추세에는 영향을 미치지 않는다. 그리고 ε_t 와 u_t 는 相互獨立의으로 전개되는 無作為時系列(random process)임을 가정한다. (1)~(3)식과 같은 모형설정은 우리나라의 실질GNP가 單位根을 가짐을 의미하는데 이것은 <表 1>에서와 같이 실질GNP에 대한 단위근 검정을 통해 그 타당성이 뒷받침되는 것을 알 수 있다. 시차길이를 다양하게 달리해 보았지만 어느 경우에도 단위근 존재 가설을 기각할 수 없었다.

<表 1> 實質GNP에 대한 單位根 檢定 結果

		ADF 단위근 검정		Phillips 단위근 검정		Park-Choi 단위근 검정	
시차길이	추세조건	상수항	상수항과 추세항	상수항	상수항과 추세항	상수항	상수항과 추세항
2		0.998	0.897	-0.23	-8.17	127.60	0.08
4		0.999	0.891	-0.24	-9.23	187.33	0.58
6		0.999	0.866	-0.24	-10.21	302.84	1.55
임계치	5%	-2.92	-3.46	-13.69	-20.84	0.14	0.16
	1%	-3.44	-4.01	-19.61	-27.62	0.03	0.06

註1) 추세조건은 귀무가설의 추세다항식 차수를 말함. Phillips 검정은 Philips의 Z_t 통계량이고 Park-Choi 검정의 경우 $J(p,q)$ 통계량이며 Park-Choi 검정의 임계치는 추세조건이 상수항 뿐일 때는 $J(0,2)$, 추세항까지 포함할 때는 $J(1,4)$ 일 경우의 값들임. 사용된 표본구간은 70:1에서 93:3까지임.

3. 總供給方程式

잠재적 GNP에 대한 개념을 인플레이 加速壓力을 수반하지 않는 생산수준

으로 파악하기 위해서는 短期 動態의 인플레이 方程式이 두 번째로 설정되어야 할 관계식이다. 우선 인플레이율의 변화($\Delta\pi_t$)를 ARMA(p,q)모형으로 나타내면

$$(4) \Delta\pi_t = \mu_\pi + \phi_1\Delta\pi_{t-1} + \phi_2\Delta\pi_{t-2} + \cdots + \phi_p\Delta\pi_{t-p} \\ + \nu_t + \varphi_1\nu_{t-1} + \varphi_2\nu_{t-2} + \cdots + \varphi_q\nu_{t-q}$$

와 같이 되는데 여기서 외생적 충격항으로 포함된 μ_π 는 장기이동평균 인플레이율을 의미하는 것으로 볼 수 있다. 보다 압축된 모양으로 (4)식을 고쳐 쓰면

$$(5) \phi(L)\Delta\pi_t = \mu_\pi + \varphi(L)\nu_t$$

와 같이 된다. 여기서 $\phi(L)$ 과 $\varphi(L)$ 은 물론 인플레이율변화와 임의교란항에 대한 후방차분연산자함수이다. 이제 인플레이율에 대한 이러한 ARMA 모형에 인플레이와 실질성장률(時差를 둔)과의 正의 관계를 반영시키기 위해서 시차를 둔 실질경제성장률항들을 포함시키게 되면

$$(6) \phi(L)\Delta\pi_t = \mu_\pi + \gamma(L)\Delta x_{t-1} + \varphi(L)\nu_t$$

와 같이 되는데 여기서 $\gamma(L)$ 은 실질경제성장률항에 대한 후방차분연산자 다항식이다. 실질경제성장률과 인플레이와의 관계를 나타내는 이와 같은 動態的 供給方程式은 단기적으로 일어나는 수요측면의 충격이 인플레이로 반영되는 메카니즘을 표현하고 있다. 이러한 관계식에 영향을 미칠 수 있는 外生的 因子로 M2流通速度라든지, 失業率, 人口增加率 등을 추가적으로 고려할 수도 있을 것이다.⁶⁾

이제 (2)식으로 나타낸 순환인자를 방정식 (6)의 설명변수에 추가시킴으로써 “固定 인플레이형” 잠재적 GNP모형을 얻게 된다. 순환인자란 다른 아닌 산출고 갭(output gap)이며 1期の 時差를 준 후 (6)식에 대입한 결과는

6) Kuttner(1992)는 인플레이 이외에 실업률과 같은 외생변수들을 포함하는 모형을 추정하면서 多重攪亂指標模型(multiple noisy indicator model)이라는 표현을 사용한 바 있는데 그 후 Kuttner(1993,1994)에서는 인플레이만을 明示的인 주요변수로 고려하는 모형을 중심으로 잠재적 GNP를 추정하고 있다.

$$(7) \phi(L)\Delta\pi_t = \mu_\pi + \gamma(L)\Delta x_{t-1} + \beta z_{t-1} + \varphi(L)v_t$$

가 된다. 이제 비로소 인플레이션변화율이 산출고 갭의 함수로 표시되고 있는 바, 이러한 형태의 공급방정식 설정은 Gordon(1993)등이 인플레이션이 고정된 상태의 산출고를 잠재적 산출고로 정의하는 것을 따르는 것이라 할 수 있다. 인플레이션의 변화를 산출고갭의 크기와 연관시킨 (7)식을 (1)~(3)식과 같이 연립해서 추정하게 되면 (1)~(3)식만을 추정할 때보다 산출고갭에 대해(따라서 잠재적 GNP에 대해) 더 많은 정보를 캐낼 수 있으리라고 보는 것이다. 이와 같이 설정된 은닉인자모형에서 은닉변수 시계열을 추출해 내는 칼만필터링 방법의 골격은 다음 절에서 설명하도록 하되 설명의 편의를 위해 각 변수의 시차항 개수를 미리 정해 두도록하자.

가령, 인플레이션방정식 (4)에서 자기상관계수를 도식해보는 등의 방법을 통해 가장 적합한 모형이 AR(2)로 식별되었다고 하고 또한 실질성장률의 시차항들은 단지 1기 시차항만 유의하다고 하면 이제 방정식 (7)은

$$(8) \Delta\pi_t = \mu_\pi + \phi_1\Delta\pi_{t-1} + \phi_2\Delta\pi_{t-2} + \gamma\Delta x_{t-1} + \beta z_{t-1} + v_t$$

와 같이 쓸 수 있다.

4. 狀態空間 表示 및 推定方法

잠재GNP를 비롯한 불가측 은닉인자들로 구성되는 벡터를 狀態變數(state variable)벡터라고 부르고 α_t 로 표시하기로 하자. 그리고 관측가능한 변수의 벡터를 y_t , 外生變數들의 벡터를 ω_t 라고 하면 이제 이들 벡터들을 어떤 해법도출이 가능하도록 행렬방정식의 형태로 적절히 배열할 수 있는데 이것을 空間狀態表示(state-space representation)라고 한다. 가령 다음과 같은 2개의 행렬방정식으로 이들 벡터들의 관계를 표시할 수 있다.

$$(9) y_t = A\alpha_t + B\omega_t + C\xi_t$$

$$(10) \alpha_t = D\alpha_{t-1} + E\omega_t + F\eta_t$$

여기서 (9)식은 가측변수벡터를 상태변수벡터와 외생변수벡터의 함수로 나

타낸 것으로 測定方程式(measurement equation)이라고 부르고 또한 상태 변수벡터에 대한 (10)식은 移轉方程式(transfer equation)이라고 부른다. 또한 ξ_t 와 η_t 는 각 방정식의 임의교란항벡터이며 A에서 F까지는 각 변수벡터에 대한 계수행렬들이다. 이와 같이 공간상태표시법으로 나타내진 모형은 反復的 칼만필터 추정방법을 사용함으로써 그 계수벡터에 대한 추정이 가능해진다. 즉, Harvey(1981, 1989)에 설명되고 있는 바와 같이 칼만필터는 (t-1)期の 정보가 주어졌다는 조건하에서 t기의 狀態變數벡터뿐만 아니라 誤差分散에 대한 最少誤差自乘平均(minimum mean square error)예측을 최우법(Maximum Likelihood)으로 반복적으로 계산해낸다. 이때, 상태변수 벡터와 공분산행렬에 대한 예측방정식은 각각

$$(11) \alpha_{t|t-1} = Dz_{t|t-1} E\omega_{t-1}$$

$$(12) \Omega_{t|t-1} = D\Omega_{t-1|t-1} D' + FF'$$

와 같다. 칼만필터는 t기에 주어진 정보를 토대로 상태변수벡터에 대한 最適推定値를 추출할 뿐만 아니라 t기의 信號抽出誤差行列인 $\Omega_{t|t-1}$ 도 계산해낸다. 이때 사용되는 修正方程式(updating equation)들은

$$(13) \alpha_{t|t} = \alpha_{t|t-1} + M_t[y_t - (A\alpha_{t|t-1} + B\omega_{t-1})]$$

$$(14) \Omega_{t|t} = \Omega_{t|t-1} - M_t A \Omega_{t|t-1}$$

이며 M_t 는 칼만利得(Kalman gain)을 나타내고 또한

$$(15) M_t = \Omega_{t|t-1} A' [A\Omega_{t-1|t-1} A' + BB']^{-1}$$
로 표시할 수 있다.

이제 앞 절에서 설정된 은닉인자모형이 구체적으로 어떻게 상태공간모형으로 표시되는지를 설명하기로 한다. 우선 방정식 (1)~(3)에 대해 상태공간 표시를 하도록 해보자. 그런데 방정식 (1)의 오차항이 계열상관을 가질 가능성을 고려하여 (1)식을 다시 쓰면

$$(1)' \Delta x_t^* = \rho \Delta x_{t-1}^* + (1-\rho)\mu_x + e_t$$

와 같이 되는데 이것은 $e_t = \varepsilon_t - \rho\varepsilon_{t-1}$, 즉, Δx_t^* 의 오차항이 AR(1)을 따른다

고 가정함을 나타낸다. 이 때 ρ 는 자기상관계수이다. 따라서 방정식 (1)', (2), (3)에 대해 이전방정식부터 구하면

$$(16) \begin{pmatrix} \dot{x}_t \\ x_{t-1} \\ z_t \\ z_{t-1} \\ z_{t-2} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1+\rho-\rho & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \phi_1 & \phi_2 & \phi_3 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \dot{x}_{t-1} \\ x_{t-2} \\ z_{t-1} \\ z_{t-2} \\ z_{t-3} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} (1+\rho)\mu_x \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} \omega_t + \begin{pmatrix} \sigma_e & 0 \\ 0 & 0 \\ 0 & \sigma_u \\ 0 & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_t \\ u_t \end{pmatrix}$$

와 같이 된다. 또한 측정방정식은

$$(17) x_t = (1 \ 0 \ 1 \ 0 \ 0) \begin{pmatrix} \dot{x}_t \\ x_{t-1} \\ z_t \\ z_{t-1} \\ z_{t-2} \end{pmatrix}$$

이다. 여기서 외생변수벡터 ω_t 는 $(1 \ 0 \ 0 \ 0 \ 0)'$ 과 같으며 측정방정식의 계수행렬 B와 C는 모두 0과 같다. 이제 이 두 행렬방정식에 칼만필터를 적용하면 실질GNP의 추세기계열 $\{\dot{x}_t\}$ 를 추출해 낼 수 있게 되는데 그 결과는 다음 장에서 보이고 있다. 그러나 이것은 오로지 실질GNP의 움직임만을 토대로 한 것에 불과하다.

따라서 방정식 (1)', (2), (3)외에 인플레이압력을 감안한 총공급방정식 (8)을 포함시켜야 고정인플레이형 잠재적 GNP 모형이 된다. 이제 이러한 다변수 은닉인자모형에 대해 상태공간표시를 해보면 우선 이전방정식은

$$(18) \begin{pmatrix} \dot{x}_t \\ x_{t-1} \\ z_t \\ z_{t-1} \\ z_{t-2} \\ \nu_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1+\rho-\rho & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \phi_1 & \phi_2 & \phi_3 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \dot{x}_{t-1} \\ x_{t-2} \\ z_{t-1} \\ z_{t-2} \\ z_{t-3} \\ \nu_{t-1} \end{pmatrix}$$

$$+ \begin{bmatrix} (1+\rho)\mu_x & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 \\ \Delta x_t \\ \Delta x_{t-1} \\ \Delta x_{t-2} \\ \Delta \pi_t \\ \Delta \pi_{t-1} \\ \Delta \pi_{t-2} \\ \Delta \pi_{t-3} \\ \Delta \pi_{t-4} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \sigma_e & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_u & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_{uv} & \sigma_v \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_t \\ u_t \\ v_t \end{bmatrix}$$

와 같이 되고 測定方程式은

$$(19) \begin{pmatrix} x_t \\ \Delta \pi_t \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \beta & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_t^* \\ x_{t-1}^* \\ z_t \\ z_{t-1} \\ z_{t-2} \\ v_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \mu_x & 0 & \gamma & 0 & 0 & \psi_1 & \psi_2 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 \\ \Delta x_t \\ \Delta x_{t-1} \\ \Delta x_{t-2} \\ \Delta \pi_t \\ \Delta \pi_{t-1} \\ \Delta \pi_{t-2} \\ \Delta \pi_{t-3} \\ \Delta \pi_{t-4} \end{bmatrix}$$

이 된다. 측정방정식은 실질GNP와 1회 差分한 인플레이션을 x^* , z , 및 v 각각, 잠재적 GNP, GNP갭 및 인플레이 오차항)의 함수로 표시하고 있음을 알 수 있다. 또한 교란항들에 대해서는 $v_t = \sigma_{uv}u_t + \sigma_v v_t$ 임이 가정되고 있다.

5. 分散分解를 이용한 推定誤差檢證

最尤法에 의한 係數推定結果를 가지고 칼만필터로부터 잠재적 GNP에 대한 單側(one-sided)推定値를 얻을 수 있을 뿐만 아니라 칼만스무딩 알고리즘을 이용하면 데이터의 전구간을 모두 이용하는 兩側(two-sided)推定値도 구하는 것이 가능하다. 그런데 잠재적 GNP와 GNP갭과 같은 상태변수 시계열들은 관찰되는 변수가 아니므로 단지 그 스스로의 運動法則(laws of motion)과 事前 설정된 관찰되는 변수와의 관계로부터 유추될 수 있을 뿐이다. 따라서 이들 변수들의 추정과정에서 추정의 불확실성의 정도를 나타내는 척도를 구해보는 것도 유익할 것이다. 즉, 칼만필터를 이용하면 현재시점에서의 條件附 分散을 구할 수 있고 칼만스무딩을 이용하면 데이터의 全區間에 대한 추정치의 분산을 구할 수 있다.

이제 $x_{t|T}^*$ 을 데이터의 말기에 이르기까지의 정보에 근거한 추정치(즉, 칼만스무더에 의한 추정치)라고 하면, 총분산은 신호추출분산(즉, 필터분산)인

$$E[(x_t^* - x_{t|T}^*)^2 | Z_T, \phi_0]) \text{와 係數分散인}$$

$E\phi[(x_{t|T, \psi}^* - x_{t|T, \phi_0}^*)^2 | Z_T]$ 로 分解하는 것이 가능하고 그 추정방법은 Hamilton(1986)에 잘 논의되고 있다. 여기서 ϕ_0 은 추정된 계수벡터를 그리고 Z_T 는 T기 까지의 데이터를 의미한다. 필터분산은 칼만 스무더로 바로 구해지지만 계수분산은 Monte-Carlo 방법으로 구해야한다. 가령 ϕ 값들을 多變數 正常分布 母集團으로 부터 無作為 抽出해서 $x_{t|T}^*$ 의 標本을 만들고 이를 토대로 각 관측치에 대한 표본분산을 구할 수 있는 것이다.

IV. 推定結果

모형의 추정에 있어 인플레이션수로는 소비자 물가지수를 사용했고 GNP시계열은 X11-ARIMA로 계절조정된 것을 사용하였다. 칼만필터링 추정작업을 하는 데는 GAUSS 386 Version 3.1.4를 사용했고 그 외의 추정작업을 위해서는 RATS 386 Version 4.1을 사용하였다. 사용된 데이터는 70년 1분기부터 93년 3분기까지이다.

우선 방정식 (1)-(3)으로 나타내진 單一變數 確率趨勢模型에 의해 잠재적 GNP의 추세를 추정한 결과가 <表 2>에 나타나 있다. 여기서 추정기간이 77:1-93:3인 것은 70:1-76:4까지의 구간을 상태변수벡터(α) 및 공분산행렬(Ω)에 대한 시초값(priors)을 구하는데 사용하였기 때문이다. 그리고 (1)'에서의 ρ 값은 0인 것으로 가정하기로 한다. <表 2>는 순환인자의 운동법칙을 AR(3)로 설정해서 추정한 결과를 보이고 있는데 攪亂項을 AR(1)에서 AR(4)이상에 이르기까지 모두 시도해 보았지만 AR(3)가 가장 유의한 것으로 나타났기 때문이다. 추정된 표류항의 값은 0.0197로 이것은 잠재적 GNP의 全推定期間동안(77:1-93:3)의 연평균성장률이 7.89%(0.0197×400)임을 의미한다. 이것은 동기간동안의 실질평균성장률인 7.71%보다는 다소 높은 수준이나 金柄和·金潤喆(92)에서 生産函數接近法으로 추정한 동기간동안의 평균 잠재적 성장률 8.27%에 비하면 다소 낮은 값을 알 수

있다.⁷⁾ 그리고 標準偏差값을 살펴보면 趨勢因子에 의한 衝擊이 循環因子에 의한 衝擊보다 평균적으로 23% 정도 더 크게 나타나는 것을 알 수 있는데 이것을 그대로 받아들인다면 실질GNP의 변동에 있어 공급측면의 충격이 상대적으로 더 크다는 것을 의미한다.⁸⁾

〈表 2〉單一變數 確率趨勢模型의 推定結果

$$\Delta x_t^* = \mu^* + e_t$$

$$x_t = x_t^* + z_t$$

$$z_t = \phi_1 z_{t-1} + \phi_2 z_{t-2} + \phi_3 z_{t-3} + u_t$$

μ	ϕ_1	ϕ_2	ϕ_3
0.0197	0.64	0.29	0.05
(0.99)	(0.26)	(0.22)	(0.05)
$\sigma_e = 0.0176$	$\sigma_u = 0.0143$		

平均 對數尤度값(mean log-likelihood) = 3.27073

註2) : 괄호 안의 값은 標準誤差를 나타내며 推定期間은 77:1에서 93:3 까지임.

〈表 3〉模型의 信號抽出統計值

	單側推定	兩側推定
필터分散	1.71×10^{-2}	1.70×10^{-2}
係數分散	6.14×10^{-3}	4.13×10^{-3}
全體 標準誤差平均	15.2%	14.5%

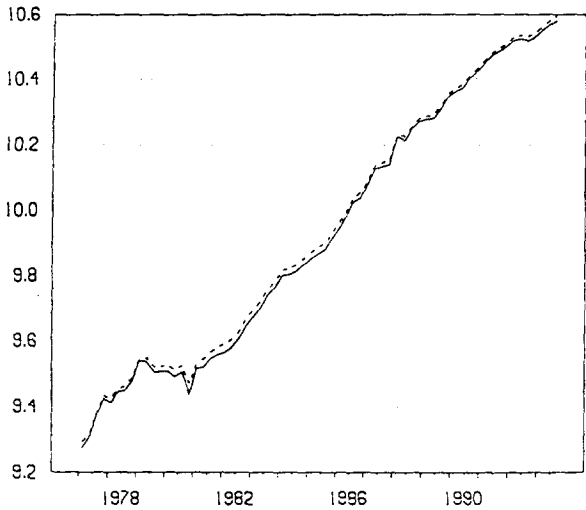
註3) : 係數分散은 Monte-Carlo 방법으로 200번의 施行을 거쳐 推定된 것임.

7) 이것은 經常收支赤字가 1%미만인 경우의 추정치인데 경상수지상태가 보다 큰 적자상태이거나 균형일 경우라도 추정치의 차이는 매우 미미한 것으로 나타나 있다.

8) 그러나 循環因子가 AR(2)를 따라 순환한다고 가정했을 때의 추정결과를 보면 兩衝擊의 강도가 거의 비슷해지는 것으로 나타난다. 또한 GNP계열을 RATS의 ESMOOTH로 계절조정할 경우 일반적으로 smoothing의 정도가 X11-ARIMA보다 더 크게 나타나는데 一變數模型의 경우 사용된 계절조정방법이 추정결과에 매우 큰 영향을 미치는 것을 알 수 있었다. ESMOOTH로 조정된 GNP계열을 사용했을 경우 AR(3)를 가정하더라도 주요충격이 보다 크게 나타났으며 趨勢推定 그래프도 〈그림 1〉과는 매우 다른 〈그림 2〉의 선형추세선과 유사한 모양으로 나타나는 것을 볼 수 있었다.

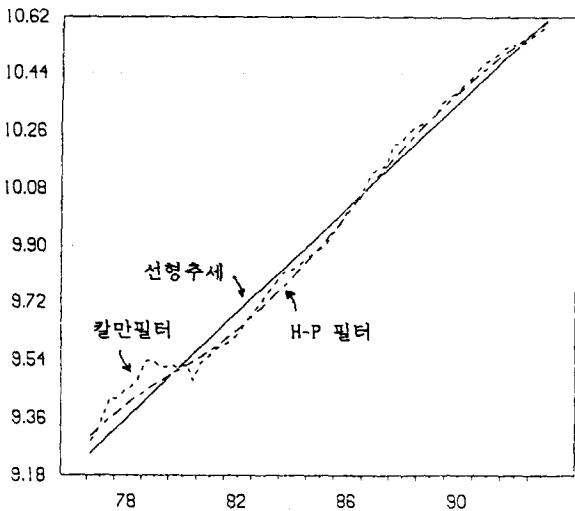
〈表 3〉에서는 잠재적 GNP모형 추정과정에서 칼만스무더에 의해 구해진 필터분산과 Monte-Carlo 방법으로 추정한 계수분산을 비교하고 있는데 단

〈그림 1〉 單一變數模型으로 推定한 潛在的 GNP의 推移



註4): 이것은 단측추정에 의한 결과이나 양측추정의 결과와 거의 동일하였음.

〈그림 2〉 線形趨勢推定과 Kalman 필터 및 H-P 필터에 의한 趨勢推定



측추정의 경우 전추정기간에 대한 정보를 모두 이용하는 양측추정에 비해

필터분산이 약간 크지만 그 차이는 매우 미미한 것을 알 수 있다. 그러나 양측추정을 함으로써 전체 표준오차평균이 15.2%에서 14.5%로 감소되는 것을 알 수 있다.

이제 이러한 추정결과를 그래프로 나타낸 것이 〈그림 1〉이다. 3低好況에 접어든 87년 무렵 이전까지는 실제GNP가 잠재적 GNP에 못 미치고 있으나 점차 그 갭이 축소되고 있는 것을 보여준다.

〈그림 2〉에서는 單一變數 은닉인자 모형을 사용해서 칼만필터로 추정한 추세선과 선형추세선 및 H-P 필터로 구한 추세선을 비교하고 있는데 80년부터 87년말까지는 潛在生産能力水準의 成長趨勢가 長期平均을 下回하는 기간임을 알 수 있다.

〈表 4〉二變數 隱匿因子 模型에 의한 潛在的 GNP 推定結果

A. 產出庫 方程式

$$\Delta x_t^* = \mu_x + e_t$$

$$x_t = x_t^* + z_t$$

$$z_t = \phi_1 z_{t-1} + \phi_2 z_{t-2} + u_t$$

μ_x	ϕ_1	ϕ_2
0.0217	0.83	0.09
(0.4012)	(0.11)	(0.12)
$\sigma_e = 0.3 \times 10^{-7}$	$\sigma_u = 0.0230$	

B.인플레이 方程式

$$\Delta \pi_t = \mu_\pi + \phi_1 \Delta \pi_{t-1} + \phi_2 \Delta \pi_{t-4} + \gamma \Delta x_{t-1} + \beta z_{t-1} + v_t$$

μ_π	ϕ_1	ϕ_2	γ	β
0.0075	0.19	0.43	-0.02	0.12
(2.90)	(0.19)	(0.18)	(0.11)	(0.06)
$\sigma_v = 0.0132$	$\sigma_{v,x} = -0.0024$			

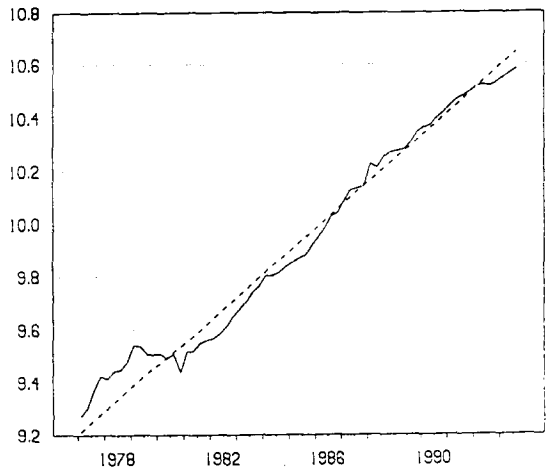
平均 對數尤度값(mean log-likelihood) = 7.0984

註5): 註2 參照.

이제 인플레이압력을 고려한 二變數 은닉인자모형에 의한 잠재적 GNP의

추정결과를 <表 4>에서 보도록 하자. 여기서도 방정식 (1)'에서의 ρ 값은 0 인 것으로 가정하고 있다. 산출고 방정식 모형은 앞에서 설정된 확률적 변동추세모형 그대로인데 다만 모형이 보다 절약적(parsimonious)이 되는 효과로 인해 순환인자를 AR(2)로 가정하고 있는 점이 다르다. 그리고 인플레이 방정식 (5)는 인플레이에 대해서 AR(2)를 가정하고 있고 실질성장률항은 1分期 時差만을 고려하고 있다. 오차항에 대한 다양한 시차의 MA모형과 인플레이에 대한 AR항도 다양하게 시도해보았지만 <表 4>에 보고되고 있는 설정식이 가장 적합성이 높은 것으로 나타났다. 인플레이에 대한 AR항의 경우 1분기 시차항과 4분기 시차항만을 고려하고 있는데 이것은 여러 방법의 移轉函數 模型을 추정해 본 결과 선택된 설정식이다. 여기서 추정된 표준편차의 값은 0.0217로 이것은 잠재적 GNP의 전추정기간(77:1-93:3)동안의 연평균성장률이 8.7%임을 의미하는데 金炳和·金潤喆(1992)에서 생산함수접근법으로 추계한 동기간동안(77:1-91:1)의 평균 잠재적 성장률 8.27%와 대체로 비슷하지만 약간 높다는 것을 알 수 있다. 그리고 표준편차 값을 비교해보면 순환인자에 대한 충격($\sigma_u + \sigma_v$)이 추세인자에 대한 충격(σ_e)을 완전히 압도하는 것으로 나타나는 것을 알 수 있는데 이것은 실질GNP의 변동에 있어 일시적 교란이 미치는 영향(즉, 수요측면의 충격)이 절대적 비중을 가짐을 시사한다고 하겠다.

<그림 3> 實際GNP와 推定된 潛在GNP



註6): 이것은 兩側推定에 의한 결과임.

이러한 二變數 필터링模型에 의해 추정된 잠재적 GNP를 그래프로 나타낸 〈그림 3〉을 보면 3低好況期를 전후한 기간동안을 제외하고는 80년 들어 줄곧 잠재적 생산수준을 下回하는 성장이 이어지고 있음이 드러난다. 특히 최근에 와서 잠재적 GNP와의 갭이 점차 확대되고 있음을 볼 수 있다. 또한 70년대 말의 경우는 잠재적 GNP를 훨씬 초과하는 過速成長이 지속된 시기임도 볼 수 있다. 이것은 77년, 78년, 79년의 消費者物價 上昇率이 각각 10.1, 14.4, 18.3%로 加速되고 있는 가운데 두자리 수의 성장이 지속되었음을 짚어보면 당연히 나타나는 결과일 수밖에 없다고 하겠다.

〈表 5〉 模型의 信號抽出統計值

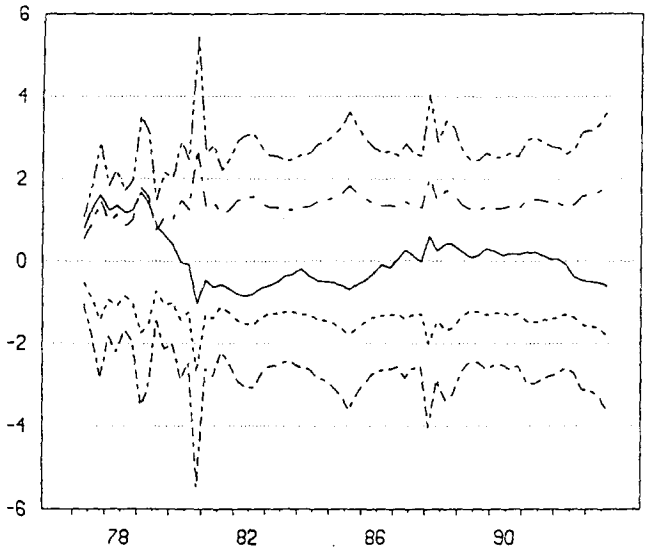
	單側推定	兩側推定
필터分散	9.71×10^{-5}	7.71×10^{-5}
係數分散	5.51×10^{-3}	3.27×10^{-3}
全體 標準誤差平均	7.06%	5.69%

註7) : 係數分散은 Monte-Carlo 방법으로 200번의 施行을 거쳐 推定된 것임.

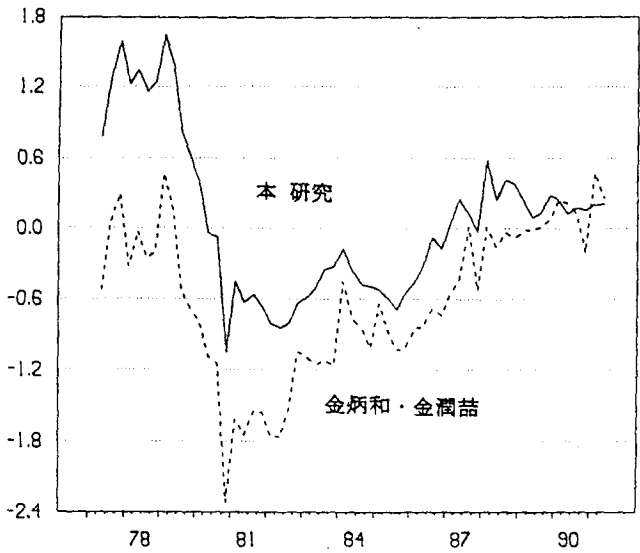
그리고 〈表 5〉에서는 잠재적 GNP모형 추정과정에서 칼만스무더에 의해 구해진 필터분산과 Monte-Carlo 방법으로 추정한 係數分散을 비교하고 있는데 단측추정의 경우 全推定期間에 대한 정보를 모두 이용하는 양측추정에 비해 필터分散이 약 1.3배정도 더 크다는 것을 알 수 있다. 그리고 양측추정의 경우 계수분산뿐만 아니라 전체 표준오차평균도 7.06%에서 5.69%로 감소하는 것을 아울러 알 수 있다.

그리고 〈그림 4〉는 양측추정에 의해 구해진 GNP갭과 標準誤差를 비교해서 나타내고 있는데 80년의 不況期와 87년 전후한 시기의 好況期에 있어서는 표준오차갭이 급격한 변화를 보이고 있으나 전체적으로 보아 갭이 0.5배 표준편차범위를 벗어나지 않고 있다. 단측추정에 의한 결과도 이와 거의 흡사하였다.

〈그림 4〉 兩側推定에 의한 GNP갭과 0.25 및 0.5배 標準誤差 臨界線

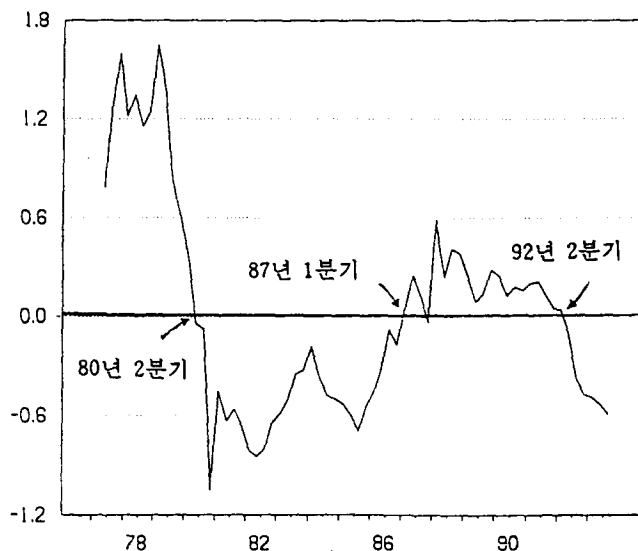


〈그림 5〉 GNP갭의 比較



註8) : 여기에 나타난 金炳和·金潤喆(92)의 추정치는 경상수지적자가 1%미만인 경우의 추정치임.

〈그림 6〉 갭의 變化推移와 景氣變動



〈그림 5〉에서는 金炳和·金潤喆(1992)이 추정 한 GNP갭과 本 論文이 추정 한 GNP갭을 비교해서 나타내 보았다.⁹⁾ 대체로 갭의 추세 변화모습은 비슷하나 갭의 크기에 있어서는 70년대 후반기에 있어 특히 두드러진 차이가 나타난다. 이것은 本 論文의 모형이 인플레이壓력을 重點적으로 고려하고 있기 때문으로 보여지며 가령 76~81년 사이의 소비자물가상승률이 평균 18%였음을 감안하면 기존의 생산함수접근법에 의한 잠재적 GNP 추정치가 높은 인플레이壓력을 충분히 반영하지 못하고 있음을 反證하는 것이라 할 만하다. 전체적으로 보아 70년대 후반의 높은 物價上昇率基調에서 80년대 초 중반의 안정기조로 급격한 변환이 있었던 기간동안에는 갭의 차이가 크게 나타나는 반면 80년대 후반이후 완만한 安定基調로 접어들면서는 생산함수 접근법에 의한 갭과의 크기 차이가 매우 축소되는 것을 알 수 있다.

〈그림 6〉에는 93:3분기까지의 GNP갭 추이를 보여주고 있다. 80년 2분기에 시작된 (-)의 갭은 87년 1분기에야 (+)의 갭으로 반전되고 있으며 3低好況을 전후한 5년 정도의 기간동안 지속되다가 다시 92년 2분기부터 (-)의 갭으로 돌아선 이래 下向 趨勢가 지속되고 있음을 볼 수 있다. 이와 같은 갭의 변화추이는 朴佑奎(1989)의 결과와 일치함을 알 수 있다.

9) GNP갭은 $[(x_t - x^*) / x^*] \times 100$ 임.

〈表 6〉 潛在的 成長率의 比較

	77-81	82-88	89-91	92-93	全期間
金炳和·金潤喆	9.0	8.2	7.2	*	8.3
本 研究	8.9	9.1(10.1)	9.1(7.5)	8.5(4.8)	9.0(8.6)

註9) 金炳和·金潤喆의 경우 經常收支赤字가 1% 未滿인 경우의 潛在成長率이며 경상수지 상태가 均衡또는 보다 큰 적자상태일 경우와 성장률이 동일함. 본 연구의 성장률은 단측 추정에 의한 것으로 양측추정에 의해 구한 성장률과 有意한 차이는 없었음. 팔호안의 성장률은 82:1-93:3의 구간에 대한 추정결과임.

그리고 〈表 6〉에서는 본 논문에서 추정된 잠재성장률을 金炳和 金潤喆 (1992)의 추정결과와 비교하고 있는데 78-81년 구간과 82-88년 구간에 대해서는 대체로 비슷하지만 89-93년 구간에서는 이들의 추정치 보다 1.5-2.0%가량 높은 8.5-9.1%수준임을 보여준다. 이는 잠재적 성장률이 최근으로 올수록 하락하는 것으로 나타나는 기존의 연구결과와는 매우 상이한 결과인 셈인데 인플레이션을 크게 가속화시키지 않는 수준의 成長潛在力에 비추어 볼 때 近年에 계속된 景氣沈滯基調가 일반적 인식보다 훨씬 심각함을 의미하는 것으로 해석가능할 것이다. 그러나 이러한 해석은 물론 이미 매우 높은 수준에 있는 우리경제의 長期 인플레이션率(secular inflation rate)을 수용한다는 것을 전제로 한다.

이러한 점을 감안하여 우리경제의 물가상승률이 대략 82년 이후부터 구조적 안정세로 전환했다고 보아 82년 이후의 기간에 대해 잠재적 GNP를 다시 추정해 보았는데 그 결과 얻어진 잠재 성장률은 〈표 6〉의 팔호안에 표시된 바와 같다. 그림으로 나타내진 않았으나 77년 이후 기간에 대한 추정결과에 비해 잠재적 GNP의 변화추이가 보다 가변성을 보였으며 잠재성장률도 최근에 와서 크게 하락하는 것으로 나타났다. 가령, 89-91년 구간의 경우는 잠재성장률이 기존의 연구결과와 대체로 부합하는 7%대이지만 92-93년의 구간에 와서는 4.8%의 매우 낮은 수준임이 나타났다. 이러한 결과는 80년을 전후한 제2차 오일 속 이후 우리나라의 물가 및 성장기조가 크게 변화하였으므로 70년대의 기간을 포함해서 추정하는 경우 최근의 잠재성장추세를 왜곡시킬 가능성이 있음을 시사하는 것이라고 보여진다.

V. 結 論

本 論文에서는 인플레이 加速壓力을 誘發하지 않는 最大生産水準의 개념으로서의 잠재적 GNP를 추정하기 위해 기존의 잠재적 GNP추정방법이 갖는 제반 문제점들을 회피할 수 있는 새로운 추정방법을 導入하여 우리나라의 잠재적 GNP를 추정하였다. GNP갭과 인플레이의 상호 函數關係를 토대로 하고 있는 이러한 방법에 의해 추정된 잠재적 GNP는 GNP갭의 인플레이효과를 쉽사리 가늠케 해줌으로써 安定속의 成長을 지향하는 巨視的 裁量政策을 수행하는데 보다 유용한 정보를 제공해 주게 된다. 이러한 추정모형은 GNP와 인플레이에 관한 새로운 데이터가 알려질 때마다 잠재적 GNP를 즉각 업데이트할 수 있다는 점에서 매우 편리할 뿐만 아니라 잠재적 GNP계열이 확률적 가변 추세를 가지는 것으로 설정되고 있어서 대부분의 기존추정법과는 달리 경제흐름의 변화에 따라 잠재적 GNP가 계속적으로 조정될 수 있게 된다. 또한 자연실업률에 대한 신뢰도 높은 추정을 필요로 하지 않을 뿐더러 관찰가능한 변수들로부터 얻어지는 정보에 입각하여 잠재적 GNP를 추정하므로 測定의 問題를 內包하고 있지도 않다. 더욱이 推定의 誤差에 대한 統計的 測定이 가능한 방법이기도 하다.

本 論文의 推定結果에 의하면 우리나라의 潛在的 成長率은 추정기간을 77년이후로 잡을 경우 기존연구의 推定値보다 다소 높은 것으로 나타났는데 특히 89-93년 구간에서는 평균 1.5-2% 정도 높은 것으로 나타났다. 그리고 GNP갭의 추세변화를 보면 생산함수 접근법에 의해 추정된 기존의 결과와 비교해서 변화양상은 비슷하나 갭의 크기에 있어서는 큰 차이를 보이는 것을 알 수 있었다. 物價上昇基調의 變化速度가 큰 시기일 수록 갭의 크기 차이가 큰 것은 본 논문의 모형이 인플레이압력을 重點的으로 고려하고 있기 때문으로 보여진다.

그런데 潛在적 GNP의 변화 추이에 대한 정보를 抽出하는데 사용될 수 있는 觀測變數로는 인플레이율 말고도 失業率이나 人口增加率, 또는 資本量등을 고려해 볼 수 있을 것이므로 이러한 변수들을 적절히 포함시킨 擴大된 은닉인자모형을 개발해 보는 것이 앞으로의 연구방향이 될 수 있을 것이다.

參 考 文 獻

1. 朴佑奎, “潛在GNP 및 通貨에 의한 物價上昇壓力的 推定”, 『韓國開發研究』, 1989년 여름호, pp.1-17.
2. 李炳完, “우리나라의 潛在的 GNP 推定에 關한 研究”, 93년도 한국경제학회 정기학술대회 발표논문, 94년 2월.
3. 李暎勳·崔勝老, “우리經濟의 效率性を 考慮한 潛在 GNP 推定”, 93년도 한국경제학회 정기학술대회 발표논문, 94년 2월.
4. 曹夏鉉, “우리나라의 景氣變動現象의 特性과 研究課題: Hodrick-Prescott 필터에 의한 分析”, 『經濟學研究』, 제39집 제2호, 한국경제학회(91년 12월), pp.285-313.
5. 韓國銀行, “우리나라의 潛在的 GNP”, 『조사월보』, 1973년 12월.
6. 韓國銀行, “우리나라의 潛在的 GNP 推定”, 『조사월보』, 1977년 10월.
7. 李相日·李重植, “우리나라의 潛在的 GNP 推定”, 『조사통계월보』, 1989년 7월.
8. 金炳和·金潤喆, “우리나라 潛在GNP의 推定,” 『조사통계월보』, 1992년 2월.
9. Artus, Jacques R., “Measures of Potential Output in Manufacturing for Eight Industrial Countries, 1955-78”, *IMF Staff Papers*, March 1977, pp.1-35
10. Blackley, Paul R., “The Measurement and Determination of Okun's Law: Evidence from State Economies”, *Journal of Macroeconomics*, Vol.13, Fall 1991, pp.641-56.
11. Blanchard, O. J. and D. Quah, “The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances,” *American Economic Review*, Vol.79, September 1989, pp.655-73.
12. Braun, Steven, “Estimation of Current-quarter Gross National Product by Pooling Preliminary Labor-Market Data”, *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol.8, July 1990, pp.293-304.

13. Boschen, John and Leonard Mills, "Monetary Policy with a New View of Potential GNP", *Business Review*, Federal Reserve Bank of Philadelphia, July/August 1990, pp.3-10.
14. Clark, Peter K., "Potential GNP in the United States, 1948-80", *Review of Income and Wealth*, Vol.25, June 1979, pp.141-66.
15. ———, "Okun's Law and Potential GNP", Federal Reserve Board of Governors, Washington D.C., 1983.
16. ———, "Trend Reversion in Real Output and Unemployment", *Journal of Econometrics*, Vol.40, 1989, pp.15-32.
17. Cogley, Timothy and James M. Nason, "Effects of Hodrick-Prescott Filter on Trend and Difference Stationary Time Series: Implications for Business Cycle Research", Manuscript, 1994. (forthcoming *Journal of Economic Dynamics and Control*)
18. Gordon, Robert J., "The Welfare Cost of Higher Unemployment", *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol.1, 1973, pp. 133-95.
19. ———, "The Impact of Aggregate Demand on Prices", *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol.3, 1975, pp.613-62.
20. ———, "Can the Inflation of the 1970s Be Explained?", *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol.1, 1977, pp.253-76.
21. ———, "Output Fluctuations and Gradual Price Adjustment", *Journal of Economic Literature*, Vol.19, June 1981, pp. 493-530.
22. ———, "Unemployment and Potential Output in the 1980s", *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol.2, 1984, pp. 537-64.
23. ———, *Macroeconomics*, 6th edition, Harper Collins, 1993.

24. Hamilton, James D., "A Standard Error for the Estimated State Vector of a State-Space Model," *Journal of Econometrics*, Vol.33, December 1986, pp.387-98.
25. Harvey, A.C., *Time Series Methods*, New York: Wiley, 1981.
26. ———, "Trends and Cycles in Macroeconomic Time Series", *Journal of Business and Economic Statistics*, July 1985, Vol.3, pp.216-27.
27. ———, *Forecasting, Structural Time Series Models, and the Kalman Filter*, Cambridge: Cambridge University Press, 1989.
28. Hodrick, Robert and Edward Prescott, "Post-war U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation", Working Paper, Carnegie-Mellon University, Pittsburgh, Pennsylvania, 1980.
29. King, Robert G. and Sergio T. Rebelo, "Low Frequency Filtering and Real Business Cycles", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.17, 1993, pp.207-31.
30. Kuttner, Kenneth N., "Using Noisy Indicators to Measure Potential Output", Federal Reserve Bank of Chicago, Working Paper # 91-14, 1991.
31. ———, "Monetary Policy with Uncertain Estimates of Potential Output", *Economic Perspectives, Federal Reserve Bank of Chicago*, Vol.16, 1992, pp.2-15
32. ———, "An Unobserved-Component Model of Constant-Inflation Potential Output", Federal Reserve Bank of Chicago, Working Paper # 93-2, 1993.
33. ———, "Estimating Potential Output as a Latent Variable", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol.12, No.3, July 1994, pp.361-68.
34. Kydland Finn E. and Edward C. Prescott, "Time to Build and Aggregate Fluctuations", *Econometrica*, Vol.50, November 1982, pp.1345-70.

35. ———, “Business Cycles: Real Facts and a Monetary Myth”, *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, Vol.14, Spring 1990, pp.3—18.
36. Laxton, D. and R. Tetlow, “A Simple Multivariate Filter for the Measurement of Potential Output”, Bank of Canada Technical Report #59, 1992.
37. Lilien, D., “Sectoral Shifts and Sectoral Unemployment”, *Journal of Political Economy*, Vol.90, August 1982, pp.777—93.
38. Manuelli, Rodolfo E., “Modern Business Cycle Analysis: A Guide to the Prescott—Summers Debate”, *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, Fall 1986, pp.3—8.
39. Nelson, Charles R. and Heejoon Kang, “Spurious Periodicity in Inappropriately Detrended Time Series”, *Econometrica*, Vol. 49, May 1981, pp.741—51
40. Norbin, S.C. and D.E. Schlagenhauf, “An Inquiry into the Sources of Macroeconomic Fluctuations,” *Journal of Monetary Economics*, Vol.22, 1988, pp.43—70.
41. Okun, A.M., *The Political Economy of Prosperity*, Washington D.C., The Brookings Institution, 1970.
42. Perloff, Jeffrey M. and Michael L. Wachter, “A Production Function—Nonaccelerating Inflation Approach to Potential Output: Is Measured Potential Output Too High?”, *Carnegie—Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol.10, 1979, pp.113—64.
43. Perry, George L., “Potential Output: Recent Issues and Present Trends,” in *U.S.Productivity Capacity: Estimating the Utilization Gap*, Center for the Study of American Business Working Paper, No.23, Washington University, 1977.
44. Prescott, Edward C., “Theory Ahead of Business Cycle Measurement, *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, Fall 1986, pp.9—22.

45. Rissman, E.R., "What is the Natural Rate of Unemployment?", *Economic Perspective*, Federal Reserve Bank of Chicago, Vol. 10, September/October 1986, pp.3-17.
46. Sheehan, Richard and Frank Zahn, "The Variability of the Okun Coefficient", *Southern Economic Journal*, Vol.47, October 1980, pp.488-97.
47. Stock, James H. and Mark W. Watson, "Variable Trends in Economic Time Series", *Journal of Economic Perspectives*, Vol.2, Summer 1988, pp.147-74.
48. Tatom, John A., "The Meaning and Measurement of Potential Output: A Comment on the Perloff and Wachter Results", *Carnegie-Rochester Conference Series*, Vol.10, 1979, pp.165-203.
49. Thurow, Lester C. and L.D. Taylor, "The Interaction between the Actual and the Potential Rates of Growth", *The Review of Economics and Statistics*, Vol.48, November 1966, pp.351-60.
50. Watson, Mark W., "Univariate Detrending Methods with Stochastic Trends", *Journal of Monetary Economics*, Vol.18, 1986, pp.49-75.
51. Watson, Mark W. and Robert F. Engle, "Alternative Algorithms for the Estimation of Dynamic Factor, MIMIC, and Varying Coefficient Regression Models," *Journal of Monetary Economics*, Vol.23, 1983, pp.385-400.
52. Woodham, Douglas M., "Potential Output Growth and the Long-term Inflation Outlook", *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of New York, Vol.9, Summer 1984, pp.16-23.

〈附 錄〉

潛在的 GNP 推定 結果

		實際GNP	實際GNP 成長率	潛在GNP	潛在GNP 成長率	GNP갭
1978	I	12210.5	14.7	10954.2	9.3	11.5
	II	12628.1	15.0	11207.2	9.3	12.7
	III	12683.1	8.0	11450.7	9.2	10.8
	IV	13072.9	5.7	11706.9	9.1	11.7
1979	I	13882.1	13.7	11976.6	9.3	15.9
	II	13821.3	9.5	12212.7	9.0	13.2
	III	13413.9	5.8	12502.7	9.2	7.3
	IV	13442.9	2.8	12772.7	9.1	5.2
1980	I	13453.0	-3.1	12983.7	8.4	3.6
	II	13200.0	-4.5	13256.2	8.5	-0.4
	III	13449.1	0.3	13534.3	8.3	-0.6
	IV	12523.1	-6.8	13789.2	7.9	-9.2
1981	I	13550.8	0.7	14100.7	8.6	-3.9
	II	13608.4	3.1	14398.7	8.6	-5.5
	III	14001.4	4.1	14695.1	8.6	-4.7
	IV	14157.4	13.0	15048.4	9.1	-5.9
1982	I	14266.5	5.3	15390.6	9.1	-7.3
	II	14526.7	6.7	15732.0	9.3	-7.7
	III	14909.1	6.5	16087.0	9.5	-7.3
	IV	15483.7	9.4	16442.2	9.3	-5.8
1983	I	15897.2	11.4	16786.2	9.1	-5.3
	II	16373.7	12.7	17164.1	9.1	-4.6
	III	16993.3	14.0	17549.5	9.1	-3.2
	IV	17404.4	12.4	17940.0	9.1	-3.0
1984	I	18040.9	13.5	18331.6	9.2	-1.6
	II	18089.8	10.5	18735.6	9.2	-3.4
	III	18283.6	7.6	19146.3	9.1	-4.5
	IV	18652.0	7.2	19564.9	9.1	-4.7
1985	I	19001.5	5.3	19994.5	9.1	-5.0
	II	19286.2	6.6	20425.8	9.0	-5.6
	III	19517.9	6.8	20865.7	9.0	-6.5
	IV	20243.9	8.5	21321.0	9.0	-5.1

		實際GNP	實際GNP 成長率	潛在GNP	潛在GNP 成長率	GNP갭
1986	I	20864.6	9.8	21777.6	8.9	-4.2
	II	21640.8	12.2	22261.4	9.0	-2.8
	III	22635.5	16.0	22760.6	9.1	-0.5
	IV	22912.3	13.2	23281.5	9.2	-1.6
1987	I	23918.0	14.6	23799.7	9.3	0.5
	II	24969.4	15.4	24310.9	9.2	2.7
	III	25191.8	11.3	24845.7	9.2	1.4
	IV	25342.6	10.6	25383.3	9.0	-0.2
1988	I	27578.4	15.3	25930.8	9.0	6.4
	II	27204.8	9.0	26508.5	9.0	2.6
	III	28307.1	12.4	27106.2	9.1	4.4
	IV	28843.8	13.8	27717.8	9.2	4.1
1989	I	29035.0	5.3	28340.4	9.3	2.5
	II	29232.4	7.5	28963.2	9.3	0.9
	III	30028.6	6.1	29607.7	9.2	1.4
	IV	31150.0	8.0	30266.2	9.2	2.9
1990	I	31694.8	9.2	30928.2	9.1	2.5
	II	32011.6	9.5	31572.3	9.0	1.4
	III	32891.6	9.5	32271.2	9.0	1.9
	IV	33530.8	7.6	32996.7	9.0	1.6
1991	I	34441.9	8.7	33692.3	8.9	2.2
	II	35230.7	10.1	34451.6	9.1	2.3
	III	35672.2	8.5	35211.6	9.1	1.3
	IV	36162.3	7.8	35990.5	9.1	0.5
1992	I	36935.8	7.2	36803.8	9.2	0.4
	II	37151.1	5.5	37608.8	9.2	-1.2
	III	36907.5	3.5	38443.5	9.2	-4.0
	IV	37332.4	3.2	39304.1	9.2	-5.0
1993	I	38067.5	3.1	40145.3	9.1	-5.2
	II	38726.7	4.2	41007.6	9.0	-5.6
	III	39331.0	6.6	41906.4	9.0	-6.1

註10) : 分期別 成長率은 前年同期 對比 成長率임.