

**PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATÓLICA DEL PERÚ
FACULTAD DE CIENCIAS SOCIALES**



**"¿SON LOS CONSUMIDORES PERUANOS
'CONSUMIDORES RACIONALES'?
PERÚ 1960-2000"**

**TESIS PARA OPTAR EL TITULO DE
LICENCIADO EN ECONOMÍA**

QUE PRESENTA:

JAVIER TOMÁS PAUCAR NEIRA

Lima - Perú

NOVIEMBRE 2001

*A mis padres,
Tomás y Sara, a
quienes debo todo.*

CONTENIDO

INTRODUCCION	5
CAPITULO 1	
MARCO TEÓRICO	9
1.1. Hipótesis de Ingreso Absoluto	10
1.2. Hipótesis de Ingreso Relativo	14
1.3. Hipótesis del Ciclo de Vida	18
1.4. Hipótesis del Ingreso Permanente	25
1.5. Hipótesis del Ingreso Permanente bajo Expectativas Racionales	35
CAPITULO 2	
EN TORNO AL ESTADO DE LA CUESTION	46
2.1. El Estudio de Figueroa (1974)	46
2.2. El Estudio de Flores (1991)	51
2.3. El Estudio de Hinojosa (1992)	55
2.4. El Estudio de Rodríguez (1992)	57
CAPITULO 3	
HIPOTESIS DE TRABAJO, ESPECIFICACION Y EXTENSIONES DEL MODELO	63
3.1. La Hipótesis de Trabajo	63
3.2. Proceso Generador de la Serie Consumo consistente con la Teoría	66
3.3. Test de Exceso de Sensibilidad y Raíces Unitarias	67
3.4. El Problema de la Restricción de Liquidez	72
3.5. Proporción de la Población sujeta a Restricción de Liquidez	77
CAPITULO 4	
LA NATURALEZA DE LOS DATOS	79
4.1. Medida del Consumo	80
4.2. Medidas del Ingreso	84
4.2.1. <i>Ingreso Interno de Factores</i>	85
4.2.2. <i>El "Ingreso Privado"</i>	87
4.3. Medida de la Riqueza	88
4.3.1. <i>Liquidez Total del Sistema Financiero Nacional</i>	89
4.3.2. <i>El Índice General de la Bolsa de Valores de Lima</i>	92
4.4. Medidas de la Restricción de Liquidez	95
4.4.1. <i>La Tasa de Desempleo</i>	95
4.4.2. <i>La Tasa de Subempleo</i>	100
4.4.3. <i>El Crédito del Sistema Financiero al Sector Privado</i>	103
4.5. Variables Auxiliares	105
4.5.1. <i>La Población</i>	105
CAPITULO 5	
HALLAZGOS EMPIRICOS	107

5.1. Series Estacionarias e Integradas: Definiciones	108
5.2. Proceso Generador de la Serie Consumo Privado	110
5.2.1. <i>Identificación del Proceso Univariante de la Serie Anual del Consumo</i>	110
5.2.2. <i>Identificación del Proceso Univariante de la Serie Trimestral del Consumo</i>	113
5.3. Proceso Generador de la Serie Ingreso	117
5.3.1. <i>Identificación del Proceso Univariante de la Serie Anual del Ingreso</i>	117
5.3.2. <i>Identificación del Proceso Univariante de la Serie Trimestral del Ingreso Privado</i>	119
5.4. Orden de Integración de Otras Series de Tiempo	122
5.5. Análisis de Exceso de Sensibilidad	124
5.5.1. <i>Interpretación de las Series Anuales</i>	124
5.5.2. <i>Interpretación de las Series Trimestrales</i>	133
<u>CONCLUSIONES</u>	142
<u>ANEXO 1: ESTADISTICAS</u>	146
<u>ANEXO 2: ALGUNAS IMPLICANCIAS RESPECTO AL AHORRO</u>	149
<u>BIBLIOGRAFIA</u>	151

INTRODUCCION

El objetivo del presente trabajo es determinar si el consumo privado en el Perú sigue el patrón de comportamiento que se desprende de la hipótesis del ingreso permanente bajo expectativas racionales formulada por Robert Hall en 1978.

La hipótesis del ingreso permanente bajo expectativas racionales es una propuesta teórica rica en fundamentos microeconómicos que permite al individuo representativo la búsqueda de un máximo bienestar a lo largo de su vida efectuando planes de consumo que sean consistentes con toda la información disponible acerca del entorno económico esperado en el futuro. Dichos “consumidores racionales” revisarán sus flujos de consumo proyectados de acuerdo a los nuevos elementos que se incorporen a su conjunto de información, aprendiendo de sus experiencias.

La importancia de lograr un mejor entendimiento del tema del consumo privado radica en que los gastos de este tipo explicaron en junio del 2000 el 71,4% del PBI y el 61,8% de la demanda global. A la vez, este importante componente de la demanda influye en la determinación de las tasas de crecimiento económico por lo que tener una teoría apropiada que explique los factores que motivan a las personas a realizar estos gastos es una necesidad ineludible especialmente para los formuladores de política económica.

A estas consideraciones primigenias se suma la necesidad de cubrir la escasez de trabajos relativos al tema para el caso peruano. Los trabajos existentes datan de cierta antigüedad y por lo general brindan un enfoque estático del problema, tratando de establecer una relación estable entre el consumo, el ingreso y otras variables representativas del entorno social en que se realiza el consumo; con el fin muchas veces, de realizar proyecciones a partir de los parámetros estimados.

Para realizar nuestro trabajo hemos recopilado dos series de tiempo de diferente periodicidad. Las series anuales abarcan el período 1960 - 2000 y las series trimestrales el período 1979.I - 2000.II. De ambas series se trata de extraer hechos estilizados que caracterizan el proceso económico peruano y que brinden evidencia acerca del comportamiento de los consumidores. Las regularidades encontradas son discutidas y comparadas con las proposiciones que se derivan de la hipótesis propuesta por Hall.

Los resultados del estudio utilizando las series anuales nos dicen que los consumidores ajustan sus niveles de consumo a la información previamente conocida sobre el ingreso. Las series trimestrales muestran que no es posible rechazar la hipótesis de Hall; sin embargo, casi el 30% de la población estaría sujeta a restricción de liquidez lo que les impediría seguir sus planes de consumo. Nosotros sostenemos que esta aparente contradicción se soluciona teniendo en cuenta que es más probable que en períodos caracterizados por el cambio, la frecuencia con la que los consumidores revisan sus expectativas sobre el futuro sea mayor, reforzando los resultados obtenidos con el conjunto de datos de periodicidad trimestral.

Así, en el capítulo 1 hacemos una revisión de las principales vertientes teóricas que enfocan el problema del consumo y su singular importancia para el crecimiento económico. La revisión se aborda cronológicamente y abarca desde la visión de Keynes hasta los aportes más recientes que introducen expectativas racionales en los modelos. En el capítulo 2 se reseñan los principales trabajos de investigación aplicados para el caso peruano. Estas referencias señalan las principales conclusiones a las que arribaron sus autores y aportan comentarios al respecto. En el capítulo 3 presentamos algunas extensiones de la teoría del ingreso permanente bajo expectativas racionales y discutimos modelos econométricamente consistentes que nos permitirán realizar un contraste empírico satisfactorio. En el capítulo 4 señalamos claramente la metodología de construcción de las series de tiempo utilizadas y subrayamos algunos hechos estilizados de la economía peruana.

En el capítulo 5 se estudia las características estocásticas de nuestros datos y se utiliza la técnica de series de tiempo para llevar a cabo el test de “exceso de sensibilidad” de la variación del consumo respecto al ingreso corriente y variables representativas de la riqueza. También se estudia la existencia de restricción de liquidez en los consumidores y la proporción de la población que estaría sujeta a ella.

CAPITULO 1**MARCO TEORICO**

A continuación hacemos un recuento de las principales teorías que explican el comportamiento de los consumidores. En nuestro estudio comenzaremos reseñando los principales argumentos y evidencia empírica que respaldan la función consumo keynesiana, variable que ejerció y ejerce aún gran influencia en los encargados de administrar las políticas gubernamentales. Luego, continuaremos cronológicamente con las teorías de la renta relativa de James Duesenberry, la del ciclo de vida de Franco Modigliani y del ingreso permanente de Milton Friedman, concluyendo con la hipótesis de la ruta aleatoria de Robert Hall, que sintetiza muchos de los avances anteriores e incorpora aportes recientes y revolucionarios como las expectativas racionales.

1.1 Hipótesis de Ingreso Absoluto

La revolución keynesiana que, a diferencia de sus antecesores, propugnaba la existencia de equilibrio con desempleo; hace del consumo una función del ingreso corriente y éste un múltiplo de variables agregadas como el gasto de gobierno y la inversión. Esta hipótesis establece que el consumo y el ahorro son funciones estables del nivel de ingreso y que están gobernadas por "leyes psicológicas fundamentales". En palabras del propio Keynes:

"La ley psicológica fundamental en que podemos basarnos con entera confianza, tanto a priori, como partiendo de nuestro conocimiento de la naturaleza humana como de la experiencia, consiste en que los hombres están dispuestos, por regla fundamental y en promedio, a aumentar su consumo a medida que su ingreso crece, aunque no tanto como el crecimiento del ingreso". (Keynes, 1936: 96)

En la tradición keynesiana, se llama *propensión al consumo* a la relación estable que existe entre el consumo y la renta, pudiendo también denominarse *función consumo*. La propensión al consumo no significa sólo un deseo de consumir, sino el consumo efectivo que tiene lugar, dados los diferentes niveles de renta, de ahí la importancia práctica de dicha hipótesis. La *propensión media al consumo* se define como la tasa C/Y y viene a representar la proporción del ingreso disponible que es gastada en el consumo; mientras que la propensión marginal al consumo es la respuesta del consumo ante una pequeña variación en la renta. Cuando el ingreso aumenta, la propensión marginal a consumir es decreciente y siempre menor que la propensión media.

La estabilidad de la función consumo aludida se da al menos en el corto plazo ya que Keynes pronostica que la propensión al consumo tenderá a ser menor en la medida que la renta se eleve ya que la comunidad tenderá a consumir un porcentaje menor de cada adición de la renta favoreciendo el crecimiento del ahorro. Así, con el crecimiento del ingreso a lo largo del tiempo, la tasa de ahorro será más que proporcional al crecimiento del consumo. Del mismo modo, la distribución del ingreso no es inocua dentro de esta teoría ya que una distribución de la renta sesgada, es decir, que un porcentaje pequeño de la población acumule una porción significativa de la renta total del país, como en el caso peruano, irá en desmedro del consumo y en favor del ahorro ya que los sectores de mayores ingresos consumirán sólo una pequeña parte de su ingreso total destinando el resto a aumentar su riqueza, mientras que los sectores de menores ingresos destinarán una fracción relativamente mayor de sus ingresos al gasto en consumo.

Una característica de la hipótesis que nos plantea Keynes es rechazar el rol de la tasa de interés y el ingreso futuro como factores importantes en la decisión de consumo presente, a la vez que considera el ahorro como un residuo después que el consumo tiene lugar.

La forma más utilizada para expresar esta relación es la siguiente:

$$(1.1) \quad C = \beta_0 + \beta_1 Y_d$$

Donde C son los gastos en consumo corriente e Y_d es el ingreso disponible corriente; β_0 es el consumo autónomo, es decir el gasto mínimo requerido para la subsistencia y debajo del cual el individuo no está dispuesto a descender, de tal modo que $\beta_0 > 0$ y el término β_1 es la propensión marginal a consumir y según la teoría planteada por Keynes $0 < \beta_1 < 1$. Aunque ésta es la representación más popular, no es la única, ya que la única exigencia de este modelo es que el consumo crezca menos que la renta corriente.

Otra forma de expresar esta relación es a través de la ecuación :

$$(1.2) \quad \ln C = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_d$$

Donde las variables están expresadas en logaritmos. El término β_1 representa la elasticidad del consumo respecto al ingreso disponible. Distintos valores de β_1 implican sendas relaciones entre las propensiones media (PmeC) y marginal a consumir (PMgC). Si $\beta_1 = 1$, entonces PMeC = PmgC; si $\beta_1 > 1$, PMeC < PmgC; y si $\beta_1 < 1$, PMeC > PmgC, que es lo que se deriva de la teoría.

Hasta los primeros años de la década del 40, la hipótesis de ingreso absoluto fue ampliamente contrastada en los países desarrollados, hallándose en la mayoría de los casos un alto poder explicativo de los datos. Según la síntesis realizada por Ferber (1973), se llevaron a cabo numerosos estudios empíricos,

regresionando mayormente series de tiempo de gastos de consumo agregados contra el ingreso disponible agregado y otras variables; mostrando claramente la existencia de dicha función. Según Ferber, los resultados de estos estudios usualmente mostraban buenos resultados:

“... el coeficiente de determinación usualmente excedía 0.95, el ingreso corriente daba cuenta de la mayor parte de la variabilidad del consumo y la propensión marginal a consumir sobre el ingreso corriente era menor que la propensión media, y ambos menores que la unidad, como predecía la teoría”. (Ferber, 1973:1304)

Sin embargo, el mismo autor agrega que las preocupaciones de los investigadores se centraban principalmente en la estabilidad de dicha función ya que se había encontrado que otras variables como las expectativas de precios o el ingreso rezagado afectaban el comportamiento de los gastos de consumo de modo que en la hipótesis de ingreso absoluto estas variables omitidas se expresaban a través de sus parámetros, lo cual podía ocasionar grandes cambios en el ahorro agregado por su construcción residual. Aún cuando el ajuste era altamente satisfactorio, surgieron dudas acerca de la capacidad de esta función de explicar correctamente el comportamiento del consumo agregado, sobre todo después de la II Guerra Mundial cuando se obtuvieron pobres resultados en las predicciones realizadas.

"Con el tiempo otras críticas fueron surgiendo como por ejemplo la planteada por Simon Kuznets en 1946¹ quien utiliza datos de periodos largos de treinta años que muestran que la propensión media a consumir no tiende a decrecer a medida que aumenta la renta disponible, al menos en Estados Unidos, cuando era de esperarse que con incrementos constantes en la renta disponible, la propensión media debería reducirse". (Ferber, 1973:1304)²

Pero, quizá la mayor crítica a la visión keynesiana es que no constituye una teoría elaborada con fundamentos microeconómicos, es decir, no se basa en un individuo representativo que deriva sus acciones de un proceso racional de maximización intertemporal sujeto a restricciones presupuestarias, como veremos más adelante en otras teorías, sino que sólo es un supuesto sobre el comportamiento de los individuos que forma parte de un conjunto de proposiciones destinadas a explicar las fluctuaciones en las economías desarrolladas; que, sin embargo, mantuvo vigencia por su gran poder explicativo de los datos temporales que muestran una alta correlación entre estas dos variables.

1.2 Hipótesis de Ingreso Relativo

A raíz del desencanto de la función consumo keynesiana para explicar el comportamiento de esta variable, especialmente después de la II Guerra Mundial cuando hubo una expansión muy grande del consumo privado en

¹ Kuznets, S. National Product since 1869. Nueva York: National Bureau of Economic Research, 1946.

² Para una explicación adicional del enigma planteado por Kuznets puede consultarse Dornbusch y Fischer (1985).

Estados Unidos; Dorothy Brady y Rose Friedman³ sugirieron que la tasa de ahorro de las personas, depende no del nivel de ingreso sino de su posición relativa en la pirámide del ingreso.

En 1949, James S. Duesenberry proporcionó un apoyo adicional a esta hipótesis, sobre todo en el intento de dar un soporte psicológico que justifique la actitud del consumidor. La teoría expuesta por Duesenberry (1949) se sostiene en dos puntos básicos:

- i) Que las preferencias de los individuos no son independientes de los comportamientos de otros individuos, existiendo fuertes razones psicológicas y sociológicas que sostienen esta interdependencia; y,
- ii) Que las relaciones de consumo no son reversibles en el tiempo. Es decir, que el cambio en el consumo resultante de caídas en el ingreso no es la misma en magnitudes absolutas de las resultantes de incrementos en el ingreso.

Así, Duesenberry plantea que el consumo corriente depende, no sólo de la renta corriente, sino también de las rentas pasadas. A lo largo del tiempo, las personas adquieren pautas de consumo que vienen determinadas por sus niveles máximos de renta alcanzados. Si la renta corriente disminuye en relación con los picos previos, las personas no sacrificarán inmediatamente el

³ Según Ferber (1973) estas investigadoras fueron las primeras en plantear esta hipótesis en el artículo “Saving and the Income Distribution”. En *Studies in Income and Wealth*, Vol. 10. New York, NBER, 1947.

nivel de consumo que han adoptado. Por otro lado, un aumento de la renta con relación a los máximos del pasado eleva inmediatamente el nivel de consumo, estableciendo una nueva pauta de consumo. La irreversibilidad se constituye en una asimetría en el comportamiento del consumidor.

A corto plazo, ante una caída en el ingreso, el ahorro se adapta para permitir que el consumo pueda mantenerse próximo a su nivel habitual. Desde un punto de vista de series de tiempo se puede representar esta hipótesis considerando que la tasa de ahorro agregada es una función del ratio de ingreso corriente y el pico previo de ingreso corriente, es decir:

$$(1.3) \quad \frac{S}{Y_d} = \beta_0 + \beta_1 \frac{Y_d}{Y_0}$$

La teoría predice que $\beta_0 < 0$ y $\beta_1 > 0$, donde S es el ahorro corriente, Y_d es el ingreso disponible corriente e Y_0 representa el pico previo de ingreso real alcanzado, todas en términos reales. El papel del pico previo de ingreso representa la introducción de los hábitos adquiridos de los individuos como un factor influyente en la evolución futura de los patrones de consumo.

Esta formulación nos asegura que el ratio de ahorro en el largo plazo es independiente del nivel de ingreso corriente, aunque podría variar de acuerdo a los cambios en el ratio entre el ingreso corriente y el pico previo de ingreso. Así, esta hipótesis acepta la invariancia del ratio de consumo e ingreso frente a

constantes alzas en el ingreso, solucionando así el enigma planteado por Kuznets. La relación propuesta por Duesenberry presenta la propiedad de que la propensión marginal al ahorro es bastante elevada respecto a los movimientos de la renta; pero la propensión media o de largo plazo en una economía en crecimiento es muy inferior y no tiende a crecer ante tasas de aumento constantes de la renta.

Duesenberry estimó esta ecuación para Estados Unidos con datos para el período 1929-1940, obteniendo $\beta_0 = -0.066$ y $\beta_1 = 0.165$ y un coeficiente de determinación de 0.9. A nivel agregado, los resultados econométricos mostraban que las funciones basadas en la hipótesis de ingreso relativo permitían al menos tan buenas predicciones como la de ingreso absoluto.
(Ferber, 1973: 1305)

Entre los defectos que se encontraron a esta teoría podemos mencionar, al igual que a la hipótesis keynesiana, la carencia de un mayor sustento económico de las conclusiones a las que arriba; sin embargo, la principal crítica formulada es la asimetría que presenta el comportamiento del consumidor ante incrementos que sobrepasan los picos máximos previos y ante decrementos en la renta disponible. Estas críticas hicieron que esta hipótesis fuera considerada poco satisfactoria.

1.3 Hipótesis del Ciclo de Vida

Esta hipótesis es atribuida a Franco Modigliani, Richard Brumberg y Albert Ando; ya que su formulación original fue obra de Franco Modigliani y Richard Brumberg en dos importantes artículos de 1952 y 1954⁴, mientras que el soporte empírico fue provisto por Franco Modigliani y Albert Ando en 1963⁵.

La principal virtud de esta hipótesis respecto a sus predecesoras fue mostrar que las regularidades empíricas establecidas anteriormente por los investigadores podían ser explicadas en términos de una racional maximización de la utilidad, asignando óptimamente un flujo de recursos, que incluyen los ingresos por el trabajo y herencias, si hubieran, a lo largo de la vida.

Los autores postulan que los consumidores insisten en mantener a lo largo de la vida un nivel de consumo constante, el cual es determinado tomando en cuenta la esperanza de vida, así como el período de vida productiva y el período que van a permanecer en el retiro. Con este supuesto, el ahorro en el corto plazo fluctuará con el ingreso transitorio; que está constituido por las discrepancias del ingreso corriente respecto al ingreso medio esperado durante la vida activa del individuo representativo.

⁴ "Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-Section data" en K. Kurihara, ed., Post Keynesian Economics, New Brunswick: Rutgers University Press, 1954; y, "Utility Analysis and the Aggregate Consumption Function: An Attempt at Integration" en A. Abel ed., Collected Papers of Franco Modigliani, Vol. 2, Cambridge: MIT Press, 1979.

⁵ "The 'Life Cycle' Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests", American Economic Review, Vol. 53, Marzo, 1963.

En el modelo más simple se asume que los individuos no buscan planificar niveles de ahorro o riqueza ni tampoco piensan de dejar legados o herencias a sus descendientes, lo que intentan es igualar sus niveles de consumo a lo largo de sus vidas para maximizar su bienestar. Para conseguir sus objetivos los individuos deben acumular los suficientes ahorros durante su edad productiva para financiar el consumo en el período del retiro.

Consideremos un individuo de una edad cualquiera que pertenece a la fuerza de trabajo, tiene una esperanza de vida de T años y planes de permanecer en la fuerza de trabajo durante N años, siendo entonces $T - N$ los años en que permanecerá en el retiro. Entonces, siguiendo la pauta planteada por esta teoría, podemos formular la siguiente ecuación:

$$(1.4) \quad C_t = \frac{1}{T} (Y_t + (N-1)Y^e + A_t)$$

Si :

$$S_t \equiv Y_t - C_t$$

Entonces:

$$(1.5) \quad S_t = \left(1 - \frac{1}{T}\right)Y_t - \left\{ \frac{(N-1)}{T} \right\} Y^e - \frac{A_t}{T}$$

Donde, C_t es el consumo en el período t y S_t es el ahorro, Y_t es el ingreso del trabajo del individuo en el período corriente, Y^e es el ingreso medio del trabajo

esperado sobre el futuro ($N - 1$) años durante el cual el individuo planea trabajar y A_t es el valor de los activos acumulados en el presente; además, la suma $W = (N - 1)Y^e + A_t$ es considerada como la riqueza del individuo. La tasa de interés real es cero. De acuerdo a la ecuación (1.4) el consumo depende no sólo del ingreso corriente sino también del ingreso permanente esperado y las tenencias acumuladas de activos. La respuesta frente a cambios en el ingreso corriente es la siguiente:

$$(1.6) \quad dC_t/dY_t = 1/T$$

Esta ecuación nos dice que el individuo dispersará el ingreso adicional considerado transitorio en proporciones iguales en el transcurso de su vida, ahorrando la mayor parte ($1 - 1/T$) para el período del retiro. Por otro lado, un incremento en el ingreso que se espera persista a lo largo de los años de trabajo, significa que Y^e también aumenta y el efecto sobre el consumo debería ser mayor y viceversa sobre el ahorro. Dicho efecto se puede expresar mediante la siguiente ecuación:

$$(1.7) \quad dC_t/dY_t + dC_t/dY^e = 1/T + (N - 1)/T = N/T$$

Esto quiere decir que durante el período de trabajo, el individuo consumirá la fracción $0 < N/T < 1$ del nuevo ingreso considerado permanente, debiendo ahorrar $1 - N/T$ en este período para poder consumir la misma fracción N/T

durante el período del retiro, cuando no recibe ingresos. Algunas conclusiones que se pueden derivar del modelo básico son las siguientes:

En primer lugar, la tasa de ahorro es independiente del ingreso per capita, sólo depende del número de años que el consumidor permanecerá en el retiro. El modelo admite la posibilidad que en una economía dotada de una mayor productividad (y por lo tanto mayor ingreso per capita), las familias decidan reducir el número de años de trabajo y por lo tanto deban ahorrar más para mantener el consumo constante durante el período de retiro; pero, es de esperar que prevalezca el efecto ingreso, es decir que cuando la productividad aumenta se vuelva más costoso reducir el período productivo de los individuos.

Segundo, la tasa de ahorro agregada será mayor mientras más grande sea la tasa de crecimiento de largo plazo de la economía. Para un crecimiento de cero, la tasa de ahorro agregada también será cero. Esto es así porque si el crecimiento de la productividad y de la población es cero, el ahorro de las generaciones más jóvenes compensará el desahorro de los ancianos, manteniéndose nulo el ahorro agregado de la economía.

Franco Modigliani llamó “efecto Neisser” al mecanismo por el cual, en una economía en crecimiento debido al crecimiento de la población, el ahorro neto agregado crece porque la población trabajadora suele ser más grande que la población en el retiro y por lo tanto el ahorro generado por los primeros es más grande que el desahorro de los segundos. Esta conclusión es importante para

sociedades en desarrollo como las nuestras porque permite medir el efecto (si lo hubiera) de cambios en la tasa de nacimiento - muerte sobre la capacidad de acumular capital. Deberá observarse una tasa de ahorro poco significativa para los grupos de personas jóvenes que aún no entran en la fuerza laboral y de ancianos en el retiro.

Análogamente, Modigliani llamó "efecto Bentzell" al mecanismo por el cual el crecimiento atribuido al aumento de la productividad ocasiona que las generaciones más jóvenes cuenten con más recursos que las generaciones mayores y por lo tanto su ahorro es mayor que el desahorro de las generaciones mayores más pobres.

Una tercera conclusión que se desprende de esta teoría es que una economía puede acumular un stock apreciable de riqueza relativa al ingreso, aún si la riqueza no es transferida en forma de herencias a las siguientes generaciones; lo que se constituye en una diferencia importante respecto a los puntos de vista tradicionales que establecían que los legados eran la principal fuente de la riqueza existente. Sin embargo, en una situación en la que hay incertidumbre sobre la duración de la vida y en vista que es imposible tener riqueza neta negativa, el modelo admite la posibilidad que los consumidores tiendan a conservar alguna riqueza hasta el final.

Cuarto, el principal parámetro que controla el ratio riqueza-ingreso y la tasa de ahorro para un crecimiento dado es el tamaño del período en que un individuo

permanece en el retiro. No tiene mayor influencia en dicho ratio el ingreso corriente. En torno a este resultado del modelo del ciclo de vida, estudios recientes enfatizan la importancia de los legados en la determinación del comportamiento ahorrador para complementar el supuesto de Modigliani. Lawrence Kotlikoff concluyó que el deseo de hacer legados a los hijos es el más importante motivo para ahorrar. Para hacer esta afirmación, el autor sostiene que el altruismo existe, es decir que las personas tienen intereses altruistas con respecto a sus hijos y sus familias, aunque existen otras explicaciones para las transferencias intergeneracionales diferentes al altruismo. En ausencia de mercados de activos para la vejez bien desarrollados (*annuity markets*) o mecanismos de ahorro forzado como los Fondos de Pensiones, los hijos pueden ayudar a calmar la incertidumbre de los padres de no poder asegurarse la vejez, acordando sostener a sus padres si estos viven más de lo esperado a cambio de recibir la herencia de los padres si ellos mueren antes de lo esperado. Mientras mayor sea el riesgo de no poder mantenerse de estos padres no altruistas, tendrán más incentivos para llegar a un acuerdo con sus hijos y el pago involucrado para estos será mayor⁶.

Finalmente, la introducción de un tipo de interés real positivo no afecta seriamente las principales características del modelo descrito, éste inclina en un sentido descendente las sendas de consumo en los primeros años y en un

⁶ Una versión de la hipótesis del ciclo de vida donde los consumidores son altruistas y desean dejar legados para las siguientes generaciones puede encontrarse en Kotlikoff, Lawrence. "What determines Saving?" MIT Press, 1987.

sentido ascendente en la vejez ya que los agentes adaptan sus sendas de consumo a sus incentivos intertemporales.

Deaton (1992) enumera la evidencia empírica que demuestra que hay una relación positiva entre la tasa de ahorro y las tasas de crecimiento económico como predice el modelo básico. Dicha relación es más nítida en los países más desarrollados y existe, aunque más atenuada, para países menos desarrollados como el nuestro. Sin embargo, existen otras posibles explicaciones a esta relación, como el hecho que la proporción de la inversión respecto al PBI está correlacionada con la tasa de ahorro y casi todos los modelos de crecimiento predicen que el crecimiento debe responder a la proporción del PBI correspondiente a la inversión. Pero esto no debe restar validez a la evidencia encontrada.

Recientemente Modigliani⁷ logró determinar para veintiún países desarrollados una relación positiva y robusta entre la tasa de crecimiento y la tasa de ahorro cuyo parámetro es poco variable ante la introducción de nuevas variables explicativas y además encontró que existe una “notable reducción tanto de la tasa de ahorro como de la tasa de crecimiento desde los años sesenta hasta los ochenta”. La reducción de las tasas de ahorro de los países ricos puede atribuirse a la desaceleración del crecimiento de la productividad que comenzó a principios de los años setenta.

⁷ Modigliani, Franco (1990). “Recent declines in the Saving Rates: A Life Cycle Perspective”. Frisch Lecture, Sexto Congreso Mundial de la Econometric Society, Barcelona, Agosto.

Modigliani también encontró una relación positiva y bien determinada para una muestra de ochenta y cinco países en desarrollo. (Deaton, 1992: 66)

1.4 Hipótesis del Ingreso Permanente

Esta hipótesis, desarrollada por Milton Friedman (1957)⁸, plantea que el consumo permanente es una función proporcional de una variable no observada llamada ingreso permanente que es el valor esperado del ingreso en el largo plazo. Esta relación puede ser expresada de la siguiente manera:

$$(1.8) \quad CP = kYP$$

Donde, CP es el consumo permanente, YP es el ingreso permanente y $k > 0$ es el factor de proporcionalidad que representa los deseos de los consumidores de mantener un nivel de consumo constante en el tiempo si es que su percepción de ingreso permanente no varía. Esta percepción se ve afectada por cambios en la tasa de interés relevante, en la proporción de la riqueza total sobre la renta y cambios en las preferencias de los consumidores en cuanto a consumir o aumentar la riqueza.

⁸

Friedman, Milton. "A Theory of the Consumption Function". Princeton: National Bureau of Economic Research, 1957. En este trabajo utilizamos una edición en español de 1973, listada en la bibliografía.

Friedman pone especial atención en diferenciar el consumo permanente del consumo registrado en cada período de tiempo, así como del ingreso permanente de su correspondiente magnitud registrada. El consumo registrado está constituido por el componente permanente y otro llamado transitorio como se puede apreciar en la siguiente ecuación:

$$(1.9) \quad C = CP + CT$$

El autor no define con precisión el significado del consumo permanente, pero nos indica que existen algunos componentes transitorios del consumo que afectan sólo a determinados grupos de consumidores y que en el agregado tienden a neutralizarse, como una compra sumamente ventajosa o una enfermedad repentina; mientras que otros que afectan a toda la sociedad como una temporada anormalmente fría, producen componentes transitorios medios positivos o negativos.

Por otra parte, en cualquier momento del tiempo el ingreso tiene un componente permanente (YP) y otro transitorio (YT), el cual puede tomar valores positivos o negativos, entonces:

$$(1.10) \quad Y = YP + YT$$

El ingreso permanente puede entenderse como el efecto de aquellos factores que la unidad consumidora considera que determinan el valor de su riqueza

total. Incluye el valor de la riqueza no humana que comprende la riqueza financiera como otros activos de menor liquidez; así como el valor de la riqueza humana que considera diversos atributos personales de los perceptores de ingresos de la unidad consumidora como su preparación profesional y rasgos de personalidad entre otros atributos, además de las cualidades de la actividad económica en que se desarrollan éstos, entre otros factores. El otro componente de la ecuación (1.10), el ingreso transitorio, debe interpretarse como todos aquellos factores accidentales que afectan en algunos casos a determinadas unidades de consumo como por ejemplo una mala decisión de comprar o vender, o una enfermedad del perceptor de ingresos de las familias los cuales tienden a promediarse entre los diferentes grupos de la sociedad; o factores que afectan a la comunidad entera como por ejemplo un tiempo atmosférico anormal o una huelga general, de los cuales se obtienen componentes transitorios promedio positivos o negativos del ingreso.

Para completar el modelo el autor hace un supuesto fundamental: Los componentes transitorios tanto del consumo como de la renta no están correlacionados ni entre sí ni con los correspondientes componentes permanentes. Esta proposición puede formalizarse con la siguiente notación:

$$(1.11) \quad \rho_{YTP} = \rho_{CCTP} = \rho_{YCTT} = 0$$

Donde ρ_{ij} expresa el coeficiente de correlación entre i y j. La tercera correlación de la ecuación (1.11) nos dice que el ingreso transitorio no se dedica al consumo sino que se ahorra, lo cual refuerza la idea que el ahorro es un residuo ya que el consumo es una variable que está determinada por variables de largo plazo. Cuando los ingresos son muy bajos por un efecto exógeno transitorio, la unidad consumidora tiene que desahorrar para mantener los mismos niveles de consumo. Del mismo modo, cuando la renta registrada aumenta, crece también la proporción entre el ahorro medio y la renta registrada, como se había observado en estudios empíricos previamente.

Friedman llamó “expectativas adaptativas” a los estimados que hacen los individuos de su ingreso permanente mirando hacia atrás y la definió como una media ponderada de las rentas registradas corrientes y pretéritas. Dicha definición puede ser expresada de la siguiente manera:

$$(1.12) \quad YP_t = YP_{t-1} + j(Y_t - YP_{t-1})$$

$$0 < j < 1$$

Esta ecuación establece que en cada período los individuos ajustan sus expectativas de ingreso permanente⁹ a una fracción j de la diferencia entre el

⁹ Es necesario recalcar que el ingreso permanente es una variable no observable que representa la expectativa de los consumidores acerca del flujo de sus ingresos en el futuro. En este sentido, no utilizamos el superíndice e que significa “esperado” como lo hacen por ejemplo Sachs y Larraín (1994), por considerar que no hay ambigüedad.

ingreso registrado y el estimado del ingreso permanente del período anterior.

Sachs y Larraín (1994) lo explican con claridad:

“Específicamente, la expectativa de ingreso permanente de este período, es un promedio ponderado de las expectativas del período anterior y del ingreso efectivo de este período” (Sachs y Larraín, 1994:92)

Como veremos posteriormente, la escuela de los “Nuevos Clásicos” critica este enfoque de “expectativas adaptativas” proponiendo en su reemplazo un enfoque de “expectativas racionales” que supone que las familias utilizan un modelo conceptual más detallado de la economía para formular sus expectativas.

Si hacemos el supuesto que el consumo registrado es igual al consumo permanente y reemplazamos (1.12) en (1.8) tenemos:

$$(1.13) \quad C = kjY_t + k(1-j)YP_{t-1}$$

Esta ecuación nos permite apreciar que la propensión marginal a consumir a corto plazo kj es menor a la propensión marginal a consumir a largo plazo que es representada por el parámetro k en la ecuación (1.8). Esta diferencia nos asegura que, un incremento en el ingreso cuya naturaleza permanente o transitoria es desconocida para el consumidor, tardará en ser traducido en gasto de consumo debido a que “la persona no sabe con seguridad si el

incremento de la renta se va a mantener a lo largo del período más amplio en el que basa sus planes de consumo" (Dornbusch y Fischer, 1984:196). Por otro lado, si dicho incremento del ingreso es percibido como transitorio será destinado al ahorro; mientras que si es considerado como permanente, los consumidores tenderán a gastar dicho ingreso.

Si además sabemos que el ahorro se puede definir como $S_t = Y_t - C_t$ en una economía cerrada y sin gobierno. Entonces,

$$(1.14) \quad S_t = (1 - k)Y_t - k(1 - j)YP_{t-1}$$

de donde:

$$(1.15) \quad S_t / Y_t = (1 - k) - k(1 - j)YP_{t-1} / Y_t$$

De la ecuación (1.15) se deduce que la relación entre el ahorro y el ingreso no es proporcional en el corto plazo. Aún cuando el ingreso actual fuera relativamente más bajo que el ingreso permanente, podemos ver que la propensión media a ahorrar tiende a caer. En el largo plazo, se espera que YP e Y sean iguales en promedio, de donde:

$$(1.16) \quad S_t / Y_t = 1 - k - k + kj = 1 - k$$

Entonces, si el ingreso corriente tiende a ser igual al ingreso permanente en el largo plazo, la función de ahorro de largo plazo, así como la función consumo, son relaciones proporcionales al ingreso.

Friedman consideraba que la hipótesis de la renta relativa, que había alcanzado cierta influencia entre los investigadores, podía ser considerada como un caso especial de la hipótesis de la renta permanente ya que a diferencia de aquélla, la hipótesis de la renta permanente restaura una conexión teórica directa entre una renta real baja y una proporción de ahorro baja. En la hipótesis de Friedman esto se puede explicar por la percepción de los consumidores de que el bajo nivel de renta registrado (ingreso transitorio negativo en promedio) es inferior al estimado de renta permanente por lo que el consumidor tiende a utilizar sus ahorros para mantener su nivel de consumo constante; eliminando así, las asimetrías en el comportamiento del consumidor que presenta la hipótesis del ingreso relativo.

Existe una especificación de la hipótesis del ingreso permanente en la que se explora la relación entre ahorro, riqueza e ingreso. El nivel deseado de activos en el largo plazo, es una función directa del ingreso permanente y ese stock deseado es alcanzado en un período medianamente largo (ecuación 1.17). El ahorro, siendo un flujo, consiste en el ajuste del stock por el cual el individuo cierra la brecha entre el nivel de activos presente y deseado (ecuación 1.18) y en alguna fracción del ingreso transitorio que es guardada por el individuo (ecuación 1.19). Expresado matemáticamente tenemos:

$$(1.17) \quad A_{*t} = \alpha_0 + \alpha_1 YP_t$$

$$(1.18) \quad S_{1t} = \beta_0 (A_{*t} - A_{t-1})$$

$$(1.19) \quad S_{2t} = \beta_1 + \beta_2 YT_t$$

Donde A_{*t} es el nivel deseado de activos, A_{t-1} es el stock de activos del período anterior y β_0 es el coeficiente de ajuste de activos. Entonces, reemplazando (1.17) en (1.18) y sumando ésta a (1.19), obtenemos la siguiente función de ahorro:

$$(1.20) \quad S_t = S_{1t} + S_{2t} = \gamma_0 + \gamma_1 YP_t + \gamma_2 YT_t + \gamma_3 A_{t-1}$$

Donde $0 < \gamma_1 < 1$, $0 < \gamma_2 < 1$ y $0 < \gamma_3 < 1$. Mikesell y Zinser (1973) lamentan la inexistencia de data sobre estas variables para países en desarrollo pero contrastaciones en algunos países¹⁰ muestran que:

“el ahorro, al menos en esos países, es altamente dependiente del comportamiento ahorrador del pasado y es bastante estable en el tiempo”(Mikesell y Zinser, 1973: 10)

¹⁰ Mikesell y Zinser explican que dada la inexistencia de datos para contrastar la ecuación (1.20), los investigadores plantearon ecuaciones alternativas como la siguiente con el fin de substituir la variable activos: $S_t/Pob = k_1(S_{t-1}/Pob) + k_2(Y_t/Pob)$, obteniéndose que el coeficiente del ingreso transitorio (k_2) era menor que el coeficiente que expresa la permanencia del nivel de ahorro (k_1) para todos los países estudiados.

Por otro lado, una de las implicancias de la hipótesis de la renta permanente está relacionada a la distribución del ingreso. A diferencia de la hipótesis de la renta absoluta que consideraba que una distribución del ingreso poco equitativa era un mal necesario que favorecía al ahorro; la hipótesis de la renta permanente sugiere que el efecto de la desigualdad depende decisivamente de la fuente de desigualdad. En la medida que dicha desigualdad se deba a diferencias de ingreso permanente, el efecto sobre el ahorro será nulo. Tendrá un efecto positivo sólo si dicha diferencia en el ingreso de las personas es atribuible a fuentes transitorias, porque la desigualdad significará incertidumbre en torno a las perspectivas de renta y será necesario ahorrar más para enfrentar eventuales caídas del ingreso. Sin embargo, Friedman consideraba que las grandes asimetrías en la distribución del ingreso de los países subdesarrollados se deben frecuentemente a sistemas sociales rígidos, con gran estabilidad en la pertenencia a una clase dentro de una misma generación y entre generaciones; es decir, el tipo de desigualdad en la distribución del ingreso que no favorece a la tasa de ahorro.

Otra de las implicancias del mayor poder explicativo de la hipótesis de la renta permanente así como la del ciclo vital frente a la hipótesis de la renta absoluta, y que afectó la estructura misma sobre la que descansaba la economía keynesiana es el Efecto Pigou; que nos dice que la proposición keynesiana básica de la existencia de un equilibrio con desempleo no es válida si es que la función consumo depende no sólo de la renta corriente sino también de la riqueza del individuo. Así, según la teoría clásica si existe desempleo, los

salarios y los precios tenderán a la baja con lo que, mediante el Efecto Pigou, la riqueza real agregada¹¹ de los consumidores se incrementa estimulando el consumo y trasladando la curva IS a la derecha. Dicha baja de precios ocasiona un aumento de los saldos reales y una caída de la tasa de interés en el mercado monetario, trasladando la curva LM a la derecha; dicho traslado es denominado Efecto Keynes en la literatura. Entonces, se llama Efecto de Balance Real a la conjunción de ambos efectos, con lo cual se asegura que aún cuando exista ilusión monetaria en la oferta de trabajo, trampa de la liquidez en el mercado monetario (LM horizontal) o insensibilidad de la inversión a la tasa de interés en el mercado de bienes (IS vertical), se conseguirá llegar al pleno empleo mediante reducciones sucesivas de salarios y precios (Blaug, 1985: 666).

Finalmente, muchos investigadores han encontrado cierta similitud entre la hipótesis del ingreso permanente y la del ciclo vital; sin embargo, en apreciación de Deaton:

“Si se considera que la renta permanente es el valor anualizado de los recursos que tienen los individuos a lo largo de toda su vida, las dos teorías son muy cercanas, pero Friedman no defendió esta interpretación. También existen importantes diferencias de énfasis entre los dos modelos. La teoría de la renta permanente siempre se ha interesado más por la conducta dinámica del consumo, sobre todo a corto plazo y en

¹¹ Blaug aclara que esta riqueza se refiere al *outside money* es decir, el stock de dinero que refleja la deuda neta del gobierno como oro, billetes sin respaldo emitidos por el gobierno y bonos del gobierno; el *inside money* constituido por depósitos corrientes no son relevantes para el Efecto Pigou porque una reducción en el nivel de precios no produce efecto neto en el agregado debido a que el aumento en el valor real de las acreencias del sector privado significa el incremento en el valor de las deudas de los bancos.

relación con la renta, y apenas se ha ocupado de la relación entre la edad, el ahorro y la creación de riqueza" (Deaton, 1992: 93)

Mientras que en apreciación de Berenguer:

"La diferencia más significativa entre el modelo de la renta permanente y el del ciclo vital se refiere al horizonte temporal considerado. En el modelo de la renta permanente el horizonte es infinito, mientras que en el del ciclo vital es finito" (Berenguer, 1990:125).

1.5 Hipótesis del Ingreso Permanente bajo Expectativas Racionales

El punto de partida de este enfoque fue la crítica que hizo Lucas a la evaluación econométrica de modelos consistentes en conjuntos de ecuaciones estructurales¹². Esta crítica señala que la estimación de parámetros en los modelos estructurales depende de la política económica seguida en el período de estimación, lo cual implica que los parámetros pueden cambiar frente a ajustes en dichas políticas, siendo realmente problemático utilizar las mismas estimaciones frente a nuevas reglas de política económica. Específicamente, Lucas creía que los tres pilares sobre los que descansaban los modelos económicos tradicionales; es decir, la curva de Phillips, la función de inversión y la función consumo tenían parámetros que dependían de los regímenes aplicados.

¹² Lucas, Robert. "Econometric Policy Evaluation: A Critique". En: *The Phillips Curve and Labor Markets*. Karl Brunner y Allan Meltzer, Eds., 1976.

Para el consumo, la relación estructural independiente de cambios en las políticas económicas aplicadas y otros ajustes en cualquier área de la economía, es el proceso de maximización intertemporal de la utilidad. Lucas argumentó que no cabía esperar una relación estable entre ingreso permanente e ingreso corriente como había propuesto Friedman ya que la forma cómo los consumidores hacían previsiones sobre su ingreso permanente a partir de datos de su ingreso corriente podía alterarse frente a cambios en el contexto económico.

Así, de acuerdo a Lucas, el consumo de hoy es el nivel escogido por los consumidores para maximizar la utilidad esperada a lo largo de la vida, dada toda la información disponible sobre los niveles de ingreso y precios pasados, presentes y futuros. Este enfoque llamado de “expectativas racionales” es a diferencia del de “expectativas adaptativas”,

“... realmente mirando hacia adelante e implica una manera de formar las expectativas de los agentes mucho más sofisticada y más realista; los agentes aprenden de sus errores y usan su capacidad intelectual para entender la manera como funciona la economía”. (The Royal Swedish Academy of Sciences, 1995: 1)

Por la profundidad de la crítica de Lucas a la teoría económica convencional, se constituyó en la base fundacional de la Escuela de los “Nuevos Clásicos”.

La visión del consumo que se desprendió de la crítica de Lucas fue formalizada por Robert E. Hall (1978)¹³ quien formuló un test empírico con la idea que los consumidores enfrentan un problema de maximización de la utilidad esperada a lo largo de la vida, asumiendo expectativas racionales de los consumidores, una tasa de interés constante y un mercado de capitales perfecto.

El problema de los consumidores es hacer un plan de consumo futuro que sea consistente con la nueva información disponible en cada período, de tal manera que maximice su utilidad como una función de su flujo presente neto de consumo a lo largo de la vida. El resultado principal de esta formulación es que el consumo sigue un proceso de paseo aleatorio; es decir, el consumo futuro es función únicamente del consumo presente, ninguna otra variable añade nueva información para la determinación del consumo.¹⁴ Según Hall (1978), el problema de maximización del bienestar de los consumidores puede representarse como sigue:

$$(1.21) \quad \text{Max}U = E_t \sum_{s=0}^{T-t} (1+\delta)^{-s} U(C_{t+s})$$

s.a.

¹³ Hall, Robert E. (1978) "Stochastic Implications of the Life Cycle - Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence. Journal of Political Economy 86(6): 971 - 987. Este y los demás artículos de Hall que se citan a continuación pueden consultarse en Hall (1990), que se constituye en un compendio de sus trabajos sobre el tema del consumo.

¹⁴ Robert Hall extrapoló esta idea del mercado de capitales: "El ingreso futuro tiene el mismo rol de los dividendos futuros, y el consumo es análogo al precio de las acciones. En el mercado de acciones, el precio actual de las acciones concentra toda la información sobre el futuro; ninguna

$$\sum_{s=0}^{T-t} (1+r)^{-s} (C_{t+s} - W_{t+s}) \leq A_t$$

Donde E_t denota la esperanza condicional dada toda la información disponible en el período t ; C_t es el consumo corriente en el período t ; $\delta > 0$ es la tasa subjetiva de preferencia o la prisa en el consumo; r es la tasa de interés real que el modelo supone constante y ($r \geq \delta$); W_t es el flujo estocástico de ingreso laboral; A_t es el stock de riqueza no humana en el período t ; $U(\cdot)$ es una función de utilidad diferenciable y estrictamente cóncava y T es la esperanza de vida.

Dados los supuestos que indican que la única fuente de incertidumbre son los ingresos laborales, los mercados de capital son perfectos y la tasa de interés es constante y conocida; entonces acudiendo al mercado de crédito, un consumidor mantendrá pareja su porción de consumo durante su período laboral y aún en el retiro. Raut y Virmani (1990) plantean la condición de primer orden, o Ecuación de Euler, para solucionar el problema de maximización, como sigue:

$$(1.22) \quad E_t U'(C_{t+1}) = \frac{(1+\delta)}{(1+r)} U'(C_t)$$

variable además del precio ayudaría a predecir el precio futuro. Entonces, el consumo presente

Según este resultado, la utilidad marginal esperada para el siguiente período es la misma que la del presente, excepto por una tendencia asociada a la tasa constante de preferencia de tiempo para consumo δ y la tasa constante de interés real r . Esta ecuación establece que la utilidad marginal del consumo sigue un paseo aleatorio con una tendencia que tiene como elementos r y δ .

Otra manera de expresar la misma idea es:

$$(1.23) \quad U'(C_{t+1}) = \frac{(1+\delta)}{(1+r)} U'(C_t) + \varepsilon_t$$

Donde ε_t es una variable aleatoria con esperanza igual a cero y varianza constante. Romer (2001) supone además una forma cuadrática¹⁵ para la función de utilidad, de tal modo que $U(c_t) = c_t - \frac{\pi}{2} c_t^2$, y si $\delta = r$, entonces de (1.22) se obtiene la siguiente ecuación:

$$(1.24) \quad E_t(C_{t+1}) = C_t$$

De acuerdo a la definición de expectativas podemos reescribir:

$$(1.25) \quad C_{t+1} = E_t(C_{t+1}) + \omega_{t+1}$$

¹⁵ debería agregar toda la información sobre el consumo futuro." (Hall, 1990: viii). Raut y Virmani introducen una función de elasticidad constante, $U'(C) = C^\sigma$. Esta forma funcional de la utilidad marginal en cada período implica elasticidad constante e igual a $1 - \sigma$. Veamos: $\varepsilon_{uc} = U'(C).C/U = C^\sigma.C.((1 - \sigma)/(C^{1-\sigma} - 1)) = 1 - \sigma$, donde $U(C) = (C^{1-\sigma} - 1)/(1-\sigma)$, $\sigma > 0$.

A la vez, dado que $E_t(C_{t+1}) = C_t$, tenemos:

$$(1.26) \quad C_{t+1} = C_t + \omega_{t+1}$$

La interpretación de esta ecuación es que para predecir el consumo del período $t+1$ en el período t , sólo es importante conocer C_t ; manteniendo los supuestos, ninguna otra información es relevante, mientras que la variable aleatoria ω_{t+1} resume el impacto de toda la nueva información sobre el bienestar del consumidor a lo largo de la vida. Para contrastar esta hipótesis con la realidad, necesitamos incluir la hipótesis del *random walk* en un modelo alternativo denominado en la literatura como “test de exceso de sensibilidad” del consumo respecto al ingreso. Flavin define exceso de sensibilidad de la siguiente manera:

“Se considera que el consumo es “excesivamente sensible” al ingreso contemporáneo o la tasa de desempleo corriente, sólo si el consumo responde a estas variables con más fuerza que lo que justifica la hipótesis del ingreso permanente; es decir, después de tomar en cuenta la información adicional que proporciona la evolución de estas variables para calcular el ingreso permanente” (Flavin, 1985: 122).

Aquí Raut y Virmani plantean lo siguiente:

$$(1.27) \quad \ln C_{t+1} - \ln C_t = \beta_0 + \beta_1 \ln C_t + \beta_2 \ln Y_t + \mu_t$$

Si $U'(C_t)$ es suficiente para predecir $U'(C_{t+1})$, debería cumplirse que los cambios en el consumo sean una fracción β_1 del nivel de consumo presente. Es decir, β_1 debería ser estadísticamente distinto de cero; mientras que el impacto del ingreso corriente en las decisiones de consumo representado por β_2 , tendría que ser cero. Repasando la teoría, al tener los consumidores a su alcance toda la información relevante para la predicción de su ingreso futuro, basarán su plan de consumo en éste más no en el ingreso corriente. Todo el exceso o defecto del ingreso corriente con relación a las expectativas de ingreso y que pueda ser considerado ingreso transitorio, será ahorrado o desahorrado, según el caso.

Sin embargo, Raut y Virmani no pueden aceptar la hipótesis de Hall con este modelo utilizando datos agregados de veintitrés países en desarrollo. Atribuyen este resultado a defectos en las fuentes de datos, sesgos de agregación a través de grupos de edades, restricción de liquidez o una supuesta naturaleza estocástica de la tasa de interés¹⁶.

Es útil mencionar los problemas relacionados con la recolección de datos. Raut y Virmani construyeron el ingreso privado per capita sustrayendo los ingresos impositivos y no impositivos del producto nacional bruto debido a la inexistencia de datos del producto nacional neto. Además, debieron utilizar el gasto privado per capita como medida del flujo de consumo per capita aún

cuando en muchos países aquél incluye el gasto en bienes durables. Estos problemas no son ajenos a los datos de la economía peruana.

Por su parte, Hall (1978) plantea que si la función de utilidad del consumidor representativo es de elasticidad de sustitución constante¹⁷ como $U(C_t) = C_t^{(\sigma-1)/\sigma}$, se puede derivar la siguiente forma de evolución del consumo:

$$(1.28) \quad C_t^{\gamma} = \gamma C_{t-1}^{\gamma} + \varepsilon_t$$

Donde $\gamma = (1 + \delta)/(1 + r)$ depende de la prisa en el consumo y de la tasa de interés y σ puede tomar alternativamente los valores $\sigma < 1$, $\sigma = 1$ ó $\sigma = -1$.

Hall utilizó el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios para regresionar su modelo, la ecuación (1.28), utilizando datos de gastos de consumo per cápita trimestrales de bienes no durables y servicios de Estados Unidos en términos reales (Hall, 1990: 76). Mediante una batería de test, intentó refutar su modelo (para un $\sigma = -1$) incluyendo en la ecuación (1.28) nuevas variables explicativas como rezagos de los gastos de consumo, los cuales según la teoría, no deberían tener poder predictivo sobre el consumo futuro. Los resultados

¹⁶ Los autores no pueden rechazar la hipótesis de Hall utilizando la misma data pero permitiendo una tasa de interés e ingresos laborales estocásticos. El resultado es que el consumo sigue un random walk con *drift* variable en el tiempo.

¹⁷ El opuesto de la inversa de la elasticidad de la utilidad marginal del consumo recibe el nombre de elasticidad de sustitución intertemporal, la cual depende inversamente de la curvatura de las funciones de utilidad e indica la magnitud de la respuesta del incremento del consumo. En la función de utilidad $u(C_t) = C_t^{(\sigma-1)/\sigma}$, la elasticidad de la utilidad marginal del consumo es $(\sigma-1)/\sigma$ mientras que elasticidad de sustitución intertemporal es $-\sigma/(\sigma-1)$, que en este caso es constante.

mostraron muy poca evidencia del poder explicativo de los rezagos del consumo. Posteriormente, realiza el test de exceso de sensibilidad del consumo respecto al ingreso disponible real per cápita y rezagos del mismo, concediendo “una relación entre el consumo y muy recientes niveles de ingreso disponible, estadísticamente marginal y numéricamente pequeña”(Hall, 1990: 80). Sin embargo, al investigar la relación entre el consumo y la riqueza, observa que los valores retardados de los índices de precios de la bolsa predecían la variación del consumo, aunque esta relación era numéricamente pequeña. Encontró que el estadístico F de significación conjunta de cuatro rezagos rechazaba la posibilidad que todos fueran cero, además de la prueba t de significación individual también reafirmaba la significancia estadística de los rezagos. Estos resultados obligaron a Hall a rechazar el modelo. Un procedimiento similar realizaremos más adelante para el caso peruano.

Algunas implicancias de esta hipótesis son las siguientes:

- i. Las predicciones del consumo futuro se constituyen en una extrapolación de su nivel presente basada en sus tendencias históricas, ninguna otra variable será relevante para predecir su comportamiento salvo el consumo actual. En particular, el ingreso y la riqueza del período t o anteriores son irrelevantes, una vez que el consumo presente es conocido.
- ii. Las políticas de gobierno afectarán el consumo sólo a través de sus efectos sobre el ingreso permanente. Un cambio en las políticas públicas no tendrá

efecto en la percepción del ingreso permanente si fue predecible en el pasado ya que los consumidores habrán incorporado esta nueva información para los ajustes de su consumo futuro. Estas políticas, sólo tendrán efecto real si son una sorpresa.

Por otro lado, cualquier shock que tenga efecto sobre la variación del consumo tendrá un efecto permanente sobre ésta ya que no habrá fuerzas que diluyan este efecto y regresen la serie a sus niveles anteriores, fluctuando alrededor de una media mayor.

Una de las razones por las cuales el modelo de sensibilidad puede fallar al rechazar el modelo y que resulta ser muy relevante para países como el nuestro, es la existencia de la llamada restricción de liquidez en los consumidores. Johnson (1991) define algunas circunstancias en las que existe racionamiento de crédito a los consumidores:

- a) Entre los postulantes a un crédito que aparecen como idénticos algunos reciben el préstamo y otros no, y los postulantes rechazados nos recibirían el crédito aún si ofrecieran pagar tasas de interés superiores; o,
- b) Hay grupos de individuos identificables en la población quienes, dada una oferta de crédito, son incapaces de obtener créditos o préstamos a cualquier tasa de interés (Johnson, 1991:57)¹⁸.

¹⁸ Johnson explica este racionamiento como shocks de corto y/o largo plazo que impiden el ajuste de los precios del trabajo y del capital. Esto implicaría exceso de oferta laboral y un exceso de oferta de fondos prestables.

Así, aún si las familias poseyeran una visión concreta de su ingreso futuro, hay muy poca oportunidad en los mercados de capital para pedir prestado por un período largo sobre la base del ingreso futuro. Como resultado, el consumo y el ahorro pueden ser mucho más sensibles a cambios en el ingreso corriente que lo que sustenta este modelo, siendo proporcionales a dicho ingreso.

CAPITULO 2

EN TORNO AL ESTADO DE LA CUESTION

En este capítulo se hace una reseña de los principales trabajos relativos al tema del consumo privado aplicados a la realidad peruana. Como se apreciará en las páginas que siguen, no es abundante ni variada la bibliografía que hace referencia a estimaciones empíricas de la función consumo para el caso peruano. La mayoría de estudios realizados en nuestro medio analizan las relaciones entre alguna medida del consumo y alguna medida del ingreso disponible en el marco del modelo keynesiano, utilizando datos de corte transversal o de series de tiempo. Otros estudios incluyen variables explicativas adicionales con el fin de explicar el comportamiento de datos de fuentes primarias.

2.1. El Estudio de Figueroa (1974)

Uno de los primeros trabajos empíricos aplicados a nuestro país y que es referencia obligada en este tema es el de Figueroa (1974) realizado como

parte del Programa de Estudios Conjuntos sobre Integración Económica Latinoamericana (ECIEL), el cual realizó una encuesta sobre la estructura de gastos, las fuentes de ingreso y las características socio demográficas, tomando como muestra 1357 unidades familiares de Lima Metropolitana durante el período entre febrero de 1968 y febrero de 1969.

El trabajo de Figueroa tiene como objetivo, entre otros, estimar los determinantes de la estructura del gasto utilizando los ingresos y las características socio-demográficas de las familias como variables explicativas. Con este objetivo, el autor estima las curvas de Engel, regresionando mediante el método de mínimos cuadrados ordinarios los gastos en diferentes grupos y sub grupos de bienes de consumo contra el total de gastos familiares y otras variables cuantitativas y cualitativas, utilizando datos de tipo corte transversal proveniente de las encuestas *ad hoc* realizadas en la Gran Lima. La ecuación es la siguiente:

$$(2.1) \quad \log(V_r) = \gamma_{or} + \sum_{u=1}^{m_r} \sum_{j=1}^{k_u-1} \gamma_{ujr} X_{uj} + \gamma_r \log(V)$$

Donde, V_r es el gasto familiar en el rubro r ¹⁹; m_r es el número de características socio-demográficas²⁰ que afectan el rubro r ; k_u es el número de

¹⁹ Los 13 grandes rubros del gasto son: Alimentos y bebidas, Vivienda, Equipo y operación corriente del hogar, Vestido y calzado, Asistencia médica, Enseñanza, Diversiones y lectura, Transporte y comunicaciones, Otros gastos de consumo, Impuestos, Seguros, Remesas y regalos y Otros gastos no consumo.

clases de cada característica socio-demográfica u ; X_{uj} son variables dummy que toma el valor 1 cuando la familia pertenece a la clase j de la característica socio-demográfica u y que en otro caso toma el valor 0; y V es el gasto total de la familia. Del mismo modo, γ_r es la elasticidad-gasto promedio para cada familia, mientras que las variables socio-demográficas sólo afectan el intercepto de dicha función, siendo γ_{ujr} el cambio porcentual que experimenta V_r ante un cambio de clase de la variable dicotómica de variables socio-demográficas X_{uj} .

El autor resalta en primer lugar que se asume una forma lineal para las curvas de Engel aún cuando la teoría económica no proporciona ninguna restricción para la forma funcional a utilizar. En segundo lugar, las curvas de Engel resultantes no provienen de la maximización de funciones de utilidad del consumidor previamente definidas, no constituyendo por lo tanto funciones de demanda propiamente dichas; y, en tercer lugar, el autor advierte de la preferencia por usar elasticidades-gasto en lugar de elasticidades-ingreso, dada la mayor confiabilidad²¹ y estabilidad de los datos de gastos de consumo recolectados en las encuestas.

²⁰ Las características socio-demográficas consideradas como variables explicativas del modelo son: Tipo de vivienda, Edad del jefe del hogar, Uso de vehículo propio, Educación del jefe del hogar, Tenencia de la vivienda, Número de miembros de la unidad de consumo, Número de habitaciones de la vivienda, Sexo de los miembros de la unidad de consumo y Edad de estas personas.

²¹ En el estudio de Musgrove (1980) se advierte acerca de la dificultad para las encuestas de conseguir información exacta de los ingresos de las familias principalmente, las cuales suelen tener un sesgo hacia abajo.

Así las cosas el autor utiliza la información disponible para explicar los patrones de consumo de las familias, no hallando un único conjunto de variables socio-demográficas que afecten a los trece rubros del gasto. Paralelamente, el trabajo de Musgrove (1980), que se constituye en una compilación de los estudios nacionales que analizan la situación de diez ciudades latinoamericanas en el marco del Proyecto de Consumo del Programa ECIEL, encuentra que los determinantes más poderosos del patrón de gastos en diez importantes ciudades latinoamericanas, incluyendo Lima, son el ingreso (o educación), tamaño de familia y etapa del ciclo de vida; mientras que otras variables como tenencia de viviendas, número de adultos, niños, hombres y mujeres son importantes para explicar categorías específicas como vivienda, educación, tipos de vestido, etc.

Musgrove señala que es más fácil explicar los agregados que las categorías específicas porque existe efecto sustitución en rubros específicos de gasto que dependen de las preferencias de los consumidores, las cuales no están bien representadas por ninguna de las variables de las que se haya recopilado información. Por esta razón, el gasto en bienes que satisfacen necesidades primarias (alimentos, vestido y vivienda) se explica más claramente que el gasto en bienes de lujo. Musgrove también señala que las compras de bienes durables no se pueden explicar claramente con la data extraída ya que “su ocurrencia es escasa y depende más de la historia anterior de compra y utilización, que de las características de las familias”, como argumentaría Duesenberry.

Retomando el estudio de Figueroa que, a nivel agregado y sin olvidar los problemas de los datos de ingreso, intenta explicar el nivel de gastos familiares escogiendo una representación keynesiana para el consumo privado, siendo el resultado obtenido el siguiente:

$$\log(V) = 2,64 + 0,6766 \log(Y)$$

(2.2)

$$R^2 = 0,627$$

siendo los coeficientes estadísticamente significativos al 5%. Este resultado se interpreta como la elasticidad promedio del consumo familiar respecto al ingreso, teniendo al ingreso como única variable explicativa. Paralelamente, cuando el autor estima la elasticidad ingreso de los gastos familiares de consumo incluyendo variables socio demográficas como regresores, obtiene un valor de 0,4345 el cual es más reducido debido a cierta correlación de las variables explicativas.

El análisis final de los resultados de acuerdo a grupos perceptores de ingresos muestra que la propensión media al consumo disminuye a medida que aumenta el ingreso familiar. El 25% de la población con mayores ingresos ahorra, mientras que los dos cuartiles de ingresos más bajos desahorran; siendo el ahorro de la ciudad de Lima de 10% ya que los gastos promedio de la muestra son el 90% de los ingresos promedio.

Un comentario final respecto al trabajo de Figueroa es la pertinencia del comentario de Musgrove acerca de que los resultados hallados para rubros específicos de gasto sólo pueden ser relevantes para explicar acertadamente el 70 u 80% del total de gasto familiar que se dedica a bienes primarios ya que el porcentaje restante está constituido por bienes superiores o de lujo que dependen principalmente de las preferencias, las cuales no están bien representadas por ninguna variable la que se tenga información cierta (Musgrove, 1980:455).

Nótese que el trabajo de Figueroa no ha considerado importante el precio de los productos específicos como variable explicativa en el consumo de los mismos. Las razones de esto se discutirán más delante cuando comentemos el trabajo de Rodríguez (1993).

2.2. El Estudio de Flores (1991)

Otro trabajo es el realizado por el Banco Central de Reserva bajo la dirección de Rosa Flores Medina en 1991, el cual tiene los objetivos “Proponer un cálculo del consumo privado de manera directa, sobre la base de las estadísticas existentes de ingresos y gastos; y estimar el consumo privado de los hogares del año 1988”. Para esto, la autora propone una metodología basada en la idea que el consumo de la población peruana está determinado

por el ingreso de los diferentes estratos socioeconómicos en las distintas regiones del país.²²

La autora propone mantener una matriz de propensiones medias de consumo para cada región del país, por cada producto y por cada estrato socio económico; basada en los datos de la Encuesta Nacional de Niveles de Vida (ENNIV) llevada a cabo entre julio de 1985 y julio de 1996. Las relaciones que conforman la metodología propuesta para la estimación del consumo privado de 1988 pueden ser expresadas mediante las siguientes ecuaciones:

$$(2.3) \quad PMe_{85} = \frac{C_{85}}{Y_{85}}$$

$$(2.4) \quad Ypc_{85} = \frac{Y_{85}}{Pob_{85}}$$

$$(2.5) \quad Ypc_{88} = Ypc_{85} \frac{IPC_{88}}{IPC_{85}}$$

$$(2.6) \quad Y_{88} = Ypc_{88} \cdot Pob_{88}$$

$$(2.7) \quad C_{88} = PMe_{85} \cdot Y_{88}$$

Donde PMe es la propensión media al consumo; C, es el gasto del sector privado en bienes de consumo; Y es el ingreso disponible de las familias; Ypc

²² Paralelamente, el trabajo propone otro esquema metodológico basado en la extrapolación del consumo per cápita de las diferentes regiones del país, pero dada la escasa diferencia en el resultado final de ambas estimaciones, los autores destacan la superioridad del método que se expone por contar con sustento teórico y no sólo empírico.

es el ingreso per cápita; Pob es la población e IPC es el índice de precios al consumidor.

A partir de la información básica de la matriz de propensiones medias al consumo de 1985 extraída de la ENNV, que describe las relaciones de comportamiento de los hogares en cuanto a consumo (ec. 2.3), se calcula el ingreso per cápita nacional a diciembre 1985 a precios de 1988 con ayuda de los índices de precios promedio de 1988 y el dato de la población total de 1985 (ec. 2.5). Con este resultado y con el dato de la población total de 1988 puede calcularse el ingreso total nacional de 1988 (ec. 2.6); y, extrapolando los ratios de propensiones medias al consumo calculadas para 1985 se puede estimar el gasto de consumo nacional de 1988 (ec. 2.7).

Por otro lado, con el fin de tener en cuenta la variación en la actividad económica entre 1985 y 1988, los autores cuentan con la información proveniente de la Encuesta de Ingresos y Gastos de los Hogares de Lima Metropolitana de 1988 - ENAPROM III de la cual extraen el dato del Ingreso de los Hogares del Área Metropolitana de Lima. Con este dato y el Ingreso de Lima Metropolitana para 1985 a precios de 1988 se obtiene un factor de ajuste del ingreso con el cual es posible levantar el supuesto utilizado anteriormente de que el ingreso per cápita de las familias se mantiene inalterable entre dichos años, realizando una mejor estimación del ingreso de las familias en 1988. Este factor se define como:

$$(2.8) \quad FAI = \frac{YL_{88}}{YL_{85}} \cdot \frac{IPC_{85}}{IPC_{88}}$$

Donde, YL es el ingreso disponible de las familias de Lima Metropolitana a precios corrientes. Esta razón, correspondiente a la variación de los ingresos de Lima Metropolitana, luego es aplicada sucesivamente como un factor fijo a otras áreas urbanas de las diversas regiones del país.

A partir de estos datos ajustados se procede a estimar el gasto de consumo aplicando a estos ingresos la matriz de propensiones medias al consumo. La estimación final del gasto de consumo de los hogares se obtiene mediante una simple multiplicación de los ratios calculados por los ingresos estimados.

Algunos comentarios relativos a la metodología aplicada en este trabajo es que esta es aplicada a datos provenientes de fuentes primarias y busca una estimación de corto plazo para la variable; es decir, en este enfoque se logra simular o predecir sólo con el dato inmediatamente anterior, no es necesaria una serie de tiempo larga de la cual se pueda obtener un proceso generador de datos que nos ayude a identificar las tendencias y ciclos necesarios para efectuar la predicción. Tampoco se logra esta predicción sobre la base de relaciones funcionales de causa y efecto provenientes de supuestos teóricos contrastados finalmente con la realidad. Por lo tanto este trabajo tiene un déficit desde este punto de vista. Quizás este déficit se pueda explicar por la

carenza de datos que existe en el Perú pero los resultados de esta estimación deberían tomarse teniendo en cuenta estos aspectos.

2.3. El Estudio de Hinojosa (1992)

Este trabajo aborda los temas del consumo, el ahorro y la inversión entre 1980 y 1990 y señala en general, que el consumo se determina de la forma que lo señaló Keynes²³; es decir, el consumo depende básicamente del ingreso disponible, más aún en el largo plazo; sin embargo, existen otros factores complementarios que influyen en su comportamiento como son la tasa de interés, la publicidad, los precios relativos, el volumen de la riqueza, las tenencias de dinero, la demanda diferida, la fluctuación del gasto en bienes duraderos, las expectativas, la distribución del ingreso y factores demográficos.

El autor encuentra que en la década del ochenta el nivel de consumo real ha tenido marcadas fluctuaciones, presentando niveles superiores en los períodos 1980-82 y 1986-88 frente a las drásticas caídas de 1983-85 y 1988-89, ciclo similar al que presentó el ingreso nacional disponible en términos reales.

Según este trabajo, durante la década del ochenta, el Perú registró una propensión a consumir de alrededor de 0,73 en promedio, siendo la propensión

²³ Otros estudios en la tradición keynesiana aplicados al Perú son: Di Nola, Enrico. "Estimación de una Función Consumo Keynesiana para el Perú". Lima: Pontificia Universidad Católica del Perú. Tesis 1970 y más recientemente Otárola Bedoya, Manuel. "Una Aproximación a la Función de Consumo Privada en el Perú". Lima: Universidad de Lima, CIESUL. Series de Avances de Investigación N° 11, 1986.

media de ahorro correspondiente de sólo 0,27 lo que no ha financiado la inversión en esos años. En esa década la propensión media a consumir fue creciente, pasando de 0,66 en 1980 a 0,75 en 1989. En cuanto a la propensión marginal a consumir, el autor encuentra que ésta es muy variable estando alrededor de 0,9 en 1981, 85 y 89 y menos de 0,5 en 1980, 83 87 y 88. Incluso, encuentra para 1986 una propensión marginal a consumir mayor de la unidad lo que lo atribuye al desahorro de la sociedad. Ver Tabla No. 1.

TABLA N° 2.1 INDICADORES DE CONSUMO (Millones de Soles de 1979)					
AÑO	CONSUMO PRIVADO	INGRESO NACIONAL DISponible	PROPENSION A CONSUMIR MEDIA	PROPENSION A CONSUMIR MARGINAL	ELASTICIDAD DEL CONSUMO
1980	2 236,40	3 382,20	0,66	0,43	0,65
1981	2 355,80	3 519,50	0,67	0,87	1,30
1982	2 376,40	3 497,60	0,68	(0,94)	(1,38)
1983	2 167,10	2 936,90	0,74	0,37	0,50
1984	2 209,00	2 999,60	0,74	0,67	0,91
1985	2 255,70	3 047,30	0,74	0,98	1,32
1986	2 592,60	3 362,80	0,77	1,07	1,39
1987	2 847,20	3 881,80	0,73	0,49	0,67
1988	2 607,80	3 350,60	0,78	0,45	0,58
1989	2 196,80	2 910,40	0,75	0,93	1,24

Fuente: INEI.
Tomado de Hinojosa (1992), p. 41.

Por otro lado, el ahorro bruto ²⁴ que representó el 25,6% del PBI en 1980, se redujo en 1989 a sólo 20%. A la vez, la propensión media a ahorrar también fue decreciente hasta 1986 debido a la tendencia decreciente del ingreso disponible, bajando de un valor de 0,28 en 1980 hasta 0,18 en 1986 para luego

²⁴ El ahorro bruto interno está conformado por el ahorro de empresas públicas, hogares, instituciones financieras y de seguros y del gobierno central.

crecer hasta 0,24 en 1989. Por su parte la propensión marginal a ahorrar muestra resultados disímiles variando desde 0,00 en 1980 hasta 0,06 en 1989, obteniendo resultados negativos en 1981 y 1985 y un valor superior a la unidad en 1982. Del mismo modo, el ahorro privado que es realizado por hogares y sociedades privadas, representó el 21% del PBI en 1980 y el 27% en 1988.

Algunos comentarios respecto a este trabajo son que para extraer conclusiones de los datos estadísticos existentes no se ha realizado una estimación estadística de una relación entre el consumo privado y el ingreso disponible, sólo se ha realizado una medición aritmética año por año, lo cual no nos permite extraer relaciones de causa y efecto entre estas variables. Además, los resultados para la propensión marginal a consumir no están de acuerdo a la hipótesis keynesiana de la función consumo, ya que ésta supone una propensión marginal que es un parámetro, mientras que en este trabajo vemos que varía de año en año.

2.4. El Estudio de Rodríguez (1992)

Este estudio estima funciones de demanda para grupos de productos y productos alimenticios específicos que conforman la dieta de los pobladores del distrito de Villa María del Triunfo en la ciudad de Lima. El objetivo es determinar los principales factores que explican el consumo de alimentos en los sectores de bajos ingresos de la población y cuantificar las magnitudes de tales efectos. El trabajo se basa en una encuesta de gasto y consumo de

alimentos realizada por el Centro de Investigación, Educación y Desarrollo (CIED)²⁵ a 112 familias pertenecientes a las siete zonas que conforman el distrito, en el mes de julio de 1989. Las funciones de consumo fueron estimadas usando el método MCO.

El modelo incluye variables cuantitativas como precios de los productos, ingresos, tamaño de familia, número de perceptores de ingreso y variables cualitativas como zona de residencia, tipo de vivienda, nivel educativo, lugar de procedencia del jefe del hogar o del cónyuge y tiempo de retiro del jefe del hogar o del cónyuge, las cuales son representadas mediante variables dummy.

El esquema general de las funciones de demanda estimadas se muestran a continuación:

$$(2.9) \quad X_{ij} = X_{ij}(I_j, P_{ij}, P_{kj}, TF_j, Z_j)$$

Donde, X_{ij} es el gasto de consumo per cápita efectuado por la familia j en el bien o grupo de bienes i , I_j es el gasto total per cápita de la familia j (que se toma como una variable proxy del ingreso de las familias), P_{ij} es el precio o índice de precios i pagado por la familia j , P_{kj} es el precio o índice de precios k pagado por la familia j , TF_j es el número de miembros de la familia j y Z_j es un vector de variables cualitativas referentes al contexto socio económico y

²⁵ La encuesta fue hecha siguiendo el formato de la Encuesta Nacional de Propósitos Múltiples elaborada por el INEI.

espacial de la familia j, cuya presencia depende del tipo del bien que se analiza.

El autor plantea directamente las ecuaciones a estimar, eligiendo la forma doble logarítmica que atribuye a la función de demanda la cualidad de poseer elasticidades constantes para cualquier cantidad demandada del bien. La forma funcional especificada es como sigue:

$$(2.10) \quad X_{ij} = AI_j^{\alpha_i} P_{ij}^{\beta_i} P_{kj}^{\beta_k} TF_j^{\gamma_i} e^{\theta_i z_j} + \mu_j$$

Que en términos de logaritmos se puede expresar de la siguiente manera:

$$(2.11) \log X_{ij} = \alpha_0 + \alpha_1 \log I_j + \beta_i \log P_{ij} + \beta_k \log P_{kj} + \gamma_i \log TF_j + \theta_i Z_j + \mu_j$$

Donde los parámetros α_1 , β_i , β_k , γ_i , y θ_i pueden interpretarse directamente como las elasticidades de la función de demanda respecto a su correspondiente variable explicativa.²⁶

Brevemente, las conclusiones a que arriba el autor son que existe un déficit de ingestión de productos de contenido calórico y proteico del orden del 24 y 30%

²⁶ El autor no adopta funciones de utilidad específicas ni resuelve el problema de maximización restringida correspondiente para evitar las restricciones que imponen determinadas formas de funciones de utilidad. Ver Rodríguez (1993) p. 68.

respectivamente. Sin embargo, la dieta de los pobladores en los sectores populares de Lima se inclina hacia los alimentos de contenido calórico.

Los grupos de cereales y tubérculos presentarían elasticidades ingresos menores a la unidad, los grupos de carnes y menestras presentarían elasticidades ingreso casi unitaria, mientras que el grupo de lácteos mostraría efectos ingreso superiores a la unidad, constituyéndose en bienes superiores para estas familias.

El autor sugiere que en la mayoría de los grupos de alimentos analizados, el precio tiene un efecto menos que proporcional en la determinación del consumo per cápita, salvo en pescados, donde el efecto es mayor a la unidad; y en lácteos, hortalizas y tubérculos donde la elasticidad sería unitaria.²⁷ Del mismo modo, respecto a la respuesta frente al precio de otros productos, se encuentran relaciones de complementariedad entre cereales y menestras, y hortalizas y cereales; y relaciones de sustitución entre carnes y menestras.

Respecto al tamaño de familia, el autor encuentra que ante aumentos en esta variable, el nivel de consumo per cápita disminuirá de manera menos que proporcional salvo en el caso de lácteos donde el efecto es positivo, es decir

²⁷

El autor advierte acerca de la precariedad de las elasticidades precio ya que las variaciones registradas en los precios pueden deberse a diferencias en la calidad del producto, el contexto inflacionario, compras en diferentes mercados y error de medición. También da cuenta de la imposibilidad de hacer este cálculo para ciertos productos específicos, cuyos precios se mantuvieron constantes para todas las familias encuestadas. Ver Rodríguez (1993) Op cit., p.45.

un aumento en el número de miembros de la familia aumentará el nivel de consumo per cápita de este producto.

Aunque el interés del estudio de Rodríguez difiere del nuestro, ha sido interesante reseñar aquí su trabajo porque se constituye en una excelente muestra de un trabajo empírico aplicado a la realidad nacional, usando datos de tipo corte transversal proveniente de fuentes primarias y que aplica el método de MCO que ha sido la técnica generalmente aceptada en este tipo de estudios. Sin embargo, es útil señalar que para varios alimentos específicos se considera relevantes un alto número de variables explicativas lo que hace perder simplicidad y poder al modelo²⁸.

Además, debe precisarse que no se trata de estimaciones de funciones de demanda de bienes de consumo, los datos recopilados se constituyen más bien en puntos de equilibrio (o de desequilibrio) del consumo de las familias. Es decir, los datos sólo describen una situación particular, pero que sirven para analizar la importancia de las distintas variables explicativas consideradas en el estado estacionario del consumo per cápita de alimentos.

Una duda adicional surge acerca del tratamiento de los precios en el modelo ya que si los datos son de corte transversal, es decir están recopilados en un momento del tiempo, ¿cómo se puede sustentar la importancia de una variable como el precio que a decir del propio autor sus variaciones son marginales y

teóricamente no deberían existir?. Como se mencionó arriba, el autor enumera cuatro fuentes de variación de los precios en un estudio de corte transversal “diferente calidad del producto, contexto inflacionario, compras en diferentes mercados y error en la recopilación de información”, de las cuales sólo el contexto inflacionario y compras en diferentes mercados serían válidas para determinar la importancia del precio en los gastos en consumo de alimentos. Para tener un cálculo correcto, habría que saber cuánto de la variación registrada del precio se debe a estos factores.

Para finalizar los comentarios a este importante trabajo, si bien el autor se preocupa por la posible existencia del problema de multicolinealidad principalmente entre ingreso per cápita y tamaño de familia²⁹ y de descartar la existencia de autocorrelación al aplicar el test de Durbin Watson en las estimaciones de las funciones de consumo,³⁰ no se menciona la posible existencia de heteroscedasticidad en el modelo, problema que puede presentarse dada la naturaleza de corte transversal de los datos y más aún cuando son datos estratificados y promedios familiares. Este problema podría ocasionar que los valores estimados de los parámetros mediante el método MCO sean inefficientes, y el estadístico “t” de significancia individual de las variables explicativas, inaplicable.

²⁸ Para el caso del camote se pueden contar siete variables explicativas.

²⁹ Ibid., Nota No. 5 al Anexo A, p. 77.

³⁰ El Test de Durbin Watson descarta la existencia de autocorrelación de primer orden si el valor del estadístico está alrededor de 2, cosa que sucede en todas las ecuaciones estimadas.

CAPITULO 3

HIPOTESIS DE TRABAJO, ESPECIFICACION Y EXTENSIONES DEL MODELO

En este capítulo se definirá la hipótesis a ser contrastada con la data peruana. También se planteará la especificación econométrica a ser contrastada, la cual debe satisfacer los requerimientos de una estimación consistente. Para esto se hará una revisión de las ampliaciones del modelo de Hall y se revisarán los aportes referidos al contraste de “exceso de sensibilidad” desarrollados principalmente por Flavin (1981) y los nuevos contrastes que incluyen la posible influencia de las restricciones de liquidez (Flavin, 1985).

3.1. La Hipótesis de Trabajo

En la revisión teórica realizada en el capítulo 1 verificamos los avances que se han realizado en los últimos años en la explicación del comportamiento de los consumidores. Se enfatizó en la investigación de nuevas vertientes exploradas

a partir del desencanto de la función keynesiana debido a la ausencia de fundamentos microeconómicos que sustenten las conclusiones que de ella se extraen.

Dicha renovación que tiene en la hipótesis del ciclo de vida y en la hipótesis del ingreso permanente a sus mejores exponentes se constituyen en visiones más satisfactorias debido al fundamento racional del que provienen y a su poder explicativo de las tendencias temporales de los datos agregados.

Ultimamente, con la introducción de las expectativas racionales como un elemento que no podía dejarse de lado en el análisis económico, se logró establecer modelos flexibles que partían de un esquema de maximización intertemporal de la utilidad de los consumidores quienes realizaban sus planes de consumo atendiendo a sus expectativas de ingresos en el futuro (Hall, 1978). Aunque el modelo es atractivo teóricamente, es casi un consenso que no ha demostrado ser muy útil si el fin de las estimaciones es hacer predicciones a partir de él, ya que en la mayoría de los países los datos no muestran ajustes estadísticos satisfactorios. Sin embargo, las mejoras en las técnicas de estimación dejan aún mucho campo para la investigación principalmente en países en vías de desarrollo como el nuestro.

Por otro lado, en el Capítulo 2 señalamos que la investigación referente al tema del consumo en nuestro medio no es muy variada y tampoco muy reciente, con lo cual se observa un déficit en el conocimiento de este tema.

Modelos que explican el consumo mediante alguna variable representativa del ingreso y sus rezagos, además de la inclusión de otras variables explicativas que representan rasgos cualitativos de los consumidores son los estudios más comunes.

Es por estas razones que hemos decidido utilizar el esquema de la renta permanente asumiendo expectativas racionales en los consumidores como una herramienta para intentar explicar coherentemente la senda temporal del consumo en el caso peruano.

Además, algunos hechos estilizados de los datos para el caso peruano muestran características consistentes con las predicciones que se desprenden de dicha teoría, como son el hecho que el consumo fluctúa menos que las variables representativas de la renta, haciendo que la tasa de ahorro sea procíclica y; en el largo plazo, ambas variables son proporcionales.

En la siguiente sección discutiremos qué proceso generador de la serie temporal del consumo es consistente con la teoría de la renta permanente bajo expectativas racionales; la tercera sección aborda el problema empírico relacionado con el test de exceso de sensibilidad en un esquema de series posiblemente no estacionarias, la cuarta sección presenta algunas metodologías para identificar la presencia de restricciones de liquidez en los consumidores y la última sección presenta un método de estimación de la proporción de la población sujeta a esta restricción.

3.2. Proceso Generador de la Serie Consumo consistente con la Teoría

Reproduciremos la ecuación (1.28) que es el modelo planteado por Hall para representar los alcances de la hipótesis de la renta permanente.

$$(3.1) \quad C_t^{\gamma_\sigma} = \gamma C_{t-1}^{\gamma_\sigma} + \varepsilon_t$$

Donde $\gamma = (1 + \delta)/(1 + r)$ depende de la prisa en el consumo y de la tasa de interés. Hall arguyó que no había razón para pensar que la tasa de preferencia temporal y la tasa de interés no fueran semejantes, con lo que el consumo seguiría un proceso de *ruta aleatoria*. Sin embargo, Mankiw (1982) demostró que si el modelo contempla la existencia sólo de bienes durables; entonces, el gasto del consumidor en bienes durables puede caracterizarse por un proceso ARMA(1,1), el cual puede ser adecuadamente representado así:

$$(3.2) \quad C_{t+1} = \alpha a_0 + \frac{(1+\delta)}{(1+r)} C_t + u_{t+1} - (1-\alpha)u_t$$

Donde α es la tasa de depreciación del *stock* de bienes durables del consumidor y la parte media móvil de los residuos dependen de dicha tasa.

Nótese que “si $\alpha=1$, que es el caso especial que Hall considera, entonces el gasto sigue un proceso AR(1)” (Mankiw, 1982:420)³¹.

Esta ligera modificación de la hipótesis de Hall predice que cierta parte del consumo, la parte de media móvil relacionada a los bienes durables y que depende de la tasa de depreciación de éstos, toma tiempo en ajustarse al cambio de la renta permanente.

Estas predicciones también pueden alcanzarse en un modelo expandido que incluya tanto bienes durables como no durables si la función de utilidad es aditivamente separable y la tasa de interés es constante a lo largo del período. Esta proposición es adecuada para el caso peruano donde, como sabemos, la data del consumo no está desagregada. En el Capítulo 5 verificaremos si la data para el caso peruano sigue el proceso sugerido en este modelo ampliado.

3.3. Test de Exceso de Sensibilidad y Raíces Unitarias

El trabajo influyente en cuanto a test de exceso de sensibilidad es el de Flavin (1981). Flavin toma en cuenta en su modelo que las variaciones del consumo son impredecibles y que un proceso autorregresivo determina la renta, de la siguiente manera:

³¹ Según Mankiw otros modelos más completos pueden explicar aún mayores correlaciones. Haciendo los supuestos adecuados, se puede demostrar que el consumo sigue un proceso ARMA(2,1) (Mankiw, 1982: 420).

$$(3.3) \quad \begin{aligned} \Delta c_t &= \gamma + \theta \epsilon_t \\ \alpha(L)y_t &= \epsilon_t \end{aligned}$$

donde el parámetro θ es la variación justificada de la renta. Flavin utiliza un modelo ampliado similar al que se presenta a continuación.

$$(3.4) \quad \begin{aligned} \Delta c_t &= \gamma + \beta_1 \Delta y_t + \beta_2 \Delta y_{t-1} + \theta \epsilon_t + u_t \\ y_t &= \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \epsilon_t \end{aligned}$$

donde β_1 y β_2 son los parámetros de exceso de sensibilidad; el parámetro θ es el efecto sobre el consumo de las innovaciones en el cálculo del ingreso permanente y que no son recogidos en la especificación autorregresiva del ingreso. Este parámetro está correlacionado con μ_t que representa el error de medición de la variación del consumo.

Las ecuaciones (3.4) constituyen un sistema simultáneo de dos ecuaciones cuyas incógnitas son la variación del consumo y el nivel de ingreso. Si reexpresamos la ecuación (3.4) podemos obtener la forma reducida de la ecuación del consumo, es decir las variables corrientes expresadas en términos de las predeterminadas, para ser contrastada con los datos. Esto se obtiene reemplazando la forma reducida de la ecuación del ingreso en la ecuación de la variación del consumo, así:

$$(3.5) \quad \begin{aligned} \Delta c_t &= (\gamma + \beta_1 \alpha_0) + [\beta_2 - \beta_1(1-\alpha_1)] \Delta y_{t-1} - \beta_1(1-\alpha_1-\alpha_2) y_{t-2} + (\beta_1 + \theta) \epsilon_t + u_t \\ \Delta y_t &= \alpha_0 + (\alpha_1 - 1) \Delta y_{t-1} + (\alpha_1 + \alpha_2 - 1) y_{t-2} + \epsilon_t \end{aligned}$$

Con esta nueva formulación obtenemos ecuaciones exactamente identificadas;

aunque no es posible determinar la magnitud del parámetro θ al estar correlacionado con μ_t^{32} . Como señala Deaton (1992), la ecuación que representa la variación del consumo planteada por Flavin es muy similar a la ecuación utilizada por Hall (1978) en su metodología para descartar la importancia del ingreso disponible y sus rezagos en la predicción del consumo.

Sin embargo, a diferencia de Hall, Flavin impone la restricción de que el coeficiente que acompaña al consumo rezagado es la unidad, restricción que de ser plausible aumenta la eficiencia de esta estimación. Stock y West (1988) señalan que si el consumo y el ingreso son estacionarios, a mayor correlación entre los regresores, la ganancia en eficiencia asintótica será mayor, lo que implica en nuestro caso, que si c_{t-1} , y_{t-1} e y_{t-2} están cointegrados, de manera que ellos están perfectamente correlacionados en el largo plazo, será conveniente incluir una restricción sobre el parámetro del consumo rezagado.

Flavin estima su modelo haciendo un *detrending* de las variables consumo e ingreso, es decir, ajustando una regresión entre cada una de estas variables y una tendencia exponencial para luego aplicar el modelo (3.5) sobre los residuos de estas regresiones. Flavin encuentra que el consumo es excesivamente sensible a variaciones predecibles del ingreso ya que el

coeficiente β_2 es estadísticamente significativo con lo que en la ecuación (3.4) se puede observar que la variación rezagada del ingreso influye en la variación del consumo. A la vez, en la ecuación (3.5) la misma variación rezagada del ingreso ayuda a explicar la variación actual del ingreso “por lo que el resultado de que el consumo es excesivamente sensible puede interpretarse como el resultado de que el consumo responde a las variaciones *predecibles* de la renta” (Deaton, 1992: 108). Este resultado es opuesto al hallado por Hall(1978) quien no encontró un valor estadísticamente significativo del parámetro β_2 .

Es posible que el hallazgo de Flavin sólo se deba a que la metodología econométrica utilizada sesga los resultados de tal manera que tiende a rechazarse la hipótesis. Mankiw y Shapiro (1985)³³ prestaron gran atención al procedimiento de eliminación de la tendencia utilizado por Flavin que sustituye al análisis univariante del ingreso y a la posible existencia de al menos una raíz unitaria que genere resultados espurios en el test de exceso de sensibilidad.

Existen varios contrastes del exceso de sensibilidad que son inmunes a los problemas relativos de la raíz unitaria. La más sencilla relaciona la variación del consumo con la variación rezagada de la renta en un modelo como el siguiente:

$$(3.6) \quad \Delta c_t = \beta_1 + \beta_2 \Delta y_{t-1}$$

³² Para más información respecto a este tema consultar Deaton (1992) p. 106 - 107.

Tanto las variables del primer miembro de esta regresión como las del segundo son estacionarias. La variación del consumo es la primera diferencia de un paseo aleatorio, y la variación de la renta es la primera diferencia del ingreso que hemos supuesto una variable integrada de primer orden. Por tanto, según Deaton, los estadísticos t pueden ser interpretados de la manera usual.

Stock y West (1988) propusieron otro procedimiento asintóticamente válido que parece funcionar suficientemente bien en la práctica para utilizarla con los tamaños habituales de las muestras. Su versión de la regresión que consideramos aquí es la siguiente:

$$(3.7) \quad c_t = b_0 + b_1 c_{t-1} + b_2 \Delta y_{t-1}^d + b_3 y_{t-2}^d + u_t$$

donde y^d es la renta disponible, que es la renta laboral junto con la renta procedente de la cartera de activos. Definamos el ahorro, s_t , como la diferencia entre la ingreso disponible y el consumo.

$$(3.8) \quad s_t \equiv y_t^d - c_t$$

Reordenando la ecuación (3.7) tenemos que:

$$(3.9) \quad c_t = b_0 + (b_1 + b_3)c_{t-1} + (b_2 - b_3)\Delta y_{t-1}^d + b_3 s_{t-1} + u_t$$

³³ Mankiw, Gregory and Matthew Shapiro: "Trends, Random Walks and Test of the Permanent

Así, la hipótesis de la renta permanente implica que el ahorro es estacionario o, lo que es lo mismo, que el consumo y la renta disponible están cointegrados. Por tanto, suponiendo que la hipótesis es verdadera, las dos últimas variables del segundo miembro de la ecuación (3.9) son estacionarias. El estudio de Sims, Stock y Watson (1990)³⁴ muestra que incluso en una regresión con regresores integrados, como la (3.7) y la (3.9), en la que el consumo rezagado es una variable integrada, e incluso aunque se incluya una tendencia temporal, es posible aplicar la teoría asintótica convencional a los parámetros que pueden formularse como los coeficientes de variables estacionarias. La ecuación (3.9) muestra que b_2 y b_3 , los parámetros de exceso de sensibilidad, satisfacen este criterio, ya que b_3 es el coeficiente del ahorro y b_2-b_3 es el coeficiente de la variación de la renta disponible, los cuales son ambos estacionarios. Por tanto, en cuanto a esos parámetros, es posible utilizar (3.7) o (3.9) para contrastar el exceso de sensibilidad de la manera usual. Lo que tenemos aquí es una situación paradójica en la que el intento de mejorar la eficiencia, imponiendo la restricción válida de que el consumo retardado tenga un coeficiente unitario, altera la distribución asintótica de las estimaciones.

3.4. El Problema de la Restricción de Liquidez

Una posible causa de la falla de la teoría es que algunos consumidores no pueden endeudarse tanto como querían, Flavin (1985) creía que el motivo por

³⁴ Income Hypothesis”, Journal of Monetary Economics, 16, 1985, 165-174.
Sims, Christopher A., James H. Stock, y Mark W. Watson, 1990, “Inference in linear time series models with some unit roots”, Econometrìca, 58, 113-44.

el cual se rechazaba la hipótesis del *random walk* era por la presencia de restricción de liquidez en los consumidores. Ella encontró que la magnitud y significancia estadística de la propensión marginal a consumir sobre el ingreso corriente se veía seriamente afectada con la inclusión de la tasa de desempleo en la regresión, variable que intentaba aproximar la proporción de la población que enfrentaba restricción de liquidez.

Usando datos anuales de consumo de bienes no duraderos y el método de estimación de máxima verosimilitud (*full information maximum likelihood*), el estudio contrasta un sistema irrestricto donde el consumo puede responder directamente a cambios en el ingreso corriente y en la tasa de desempleo, además de la respuesta prevista por la hipótesis del ingreso permanente que propone que $c_t = \beta_p y_{pt}$.³⁵ El modelo es el siguiente:

$$(3.10) \quad y_t = \mu_1 + AA(L)y_t + AB(L)z_t + \varepsilon_{1t}$$

$$(3.11) \quad z_t = \mu_2 + BA(L)y_t + BB(L)z_t + \varepsilon_{2t}$$

$$(3.12) \quad \begin{aligned} \Delta c_t = \mu_3 + (1 - \beta_0)k(T)\{\phi_y \varepsilon_{1t} + \phi_z \varepsilon_{2t}\} + \beta_0 \Delta y_t + \beta_1 \Delta y_{t-1} \\ + \beta_2 \Delta y_{t-2} + \gamma_0 \Delta z_t + \gamma_1 \Delta z_{t-1} + \gamma_2 \Delta z_{t-2} + \varepsilon_{3t} \end{aligned}$$

Donde, y_t es el ingreso personal disponible real per capita; z_t es la tasa de desempleo, c_t es el gasto real en bienes de consumo no durables per cápita; $k(T)$ es la tasa de gasto del ingreso permanente, la cual es una función del horizonte de vida del consumidor; $AA(L)$, $AB(L)$, $BA(L)$, $BB(L)$ son polinomios

de tercer orden en los operadores de rezagos; ε_{1t} y ε_{2t} son las innovaciones en la predicción de y_t y z_t , las cuales son impredecibles sobre la base de observaciones fechadas en el período $t-1$ o antes, pero que pueden estar contemporáneamente correlacionadas; ϕ_i son coeficientes que indican el efecto de dichas innovaciones en la predicción del ingreso permanente, β_i son los parámetros que indican el exceso de sensibilidad del consumo sobre el ingreso corriente, siendo β_0 la propensión al consumo sobre el ingreso transitorio y $(1-\beta_0)$ la propensión al consumo sobre el ingreso permanente; y por último, γ_i son parámetros que reflejan la presencia de restricción de liquidez en las decisiones de consumo corriente.

Operando y reemplazando (3.10) y (3.11) en (3.12), obtenemos la forma reducida de la ecuación (3.12), que por contener variables observables es posible someterla a la prueba empírica.

$$(3.13) \quad \Delta c_t = \mu_3 + \beta_0 \{ \mu_1 + [AA(L)-L]y_t + AB(L)z_t \} + \gamma_0 \{ \mu_2 + BA(L)y_t + [BB(L)-L]\Delta z_t \} \\ + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_2 \Delta y_{t-2} + \gamma_1 \Delta z_{t-1} + \gamma_2 \Delta z_{t-2} + v_{3t}$$

Donde, $v_{3t} = [(1 - \beta_0)k(T)\phi_y + \beta_0]\varepsilon_{1t} + [(1 - \beta_0)k(T)\phi_z + \gamma_0]\varepsilon_{2t} + \varepsilon_{3t}$, y la interpretación de los parámetros es similar a la de la ecuación (3.12).

La influencia del desempleo sobre el consumo se canaliza por dos vías; la primera es el efecto indirecto sostenido por la hipótesis de la renta permanente

³⁵En adelante se hace el supuesto de $\beta_p = 1$.

por la cual la tasa de desempleo proporciona información adicional a los individuos para hacer predicciones de su ingreso futuro (ec. 3.10). La segunda vía es un efecto directo sobre el consumo, que muestra el exceso de sensibilidad si los γ_i son diferentes de cero en la ecuación (3.13). Del mismo modo, el ingreso corriente y sus rezagos afectan al consumo corriente por vías similares, como puede apreciarse en las ecuaciones (3.11) y (3.13), respectivamente.

El primer test que llevó a cabo Flavin no considera la intervención de la tasa de desempleo en la determinación del ingreso permanente ni su influencia directa en la determinación del consumo. Los resultados de este test no pueden rechazar la posibilidad de existencia de una función similar a la keynesiana al 5% de significancia. El siguiente test puesto a prueba por Flavin considera la intervención de la tasa de desempleo en la formación del ingreso permanente más no una posible influencia directa de esta variable en el consumo; es decir, se asume que en la ecuación (3.13) los $\gamma_i = 0$, mientras que los β_i permanecen sin restricción. Los resultados de Flavin son congruentes con los resultados previos. Sin embargo, dada la alta correlación entre el ingreso agregado y la tasa de desempleo, lo cual resta poder a los resultados de la prueba anterior, Flavin implementó un tercer test donde $\beta_i=0$ y que incluye γ_i sin restricción, obteniendo que dicha hipótesis tampoco puede ser rechazada al 5% de significancia, como en el caso anterior. Estos resultados contradictorios invalidarían la posibilidad de la existencia de una función consumo como la especificada por Keynes.

Por último, cuando la tasa de desempleo, la cual es interpretada como proxy de la severidad y la permanencia de restricciones de liquidez, es incluida en el modelo junto al ingreso corriente y sus rezagos, el estimado de exceso de sensibilidad del consumo al ingreso corriente cae y se vuelve estadísticamente insignificante, mientras que el valor γ_0 es negativo como predice la teoría.
(Flavin, 1985: 135)

Entonces, el trabajo de Flavin concluye en que la inclusión de la tasa de desempleo en la ecuación de consumo elimina el exceso de sensibilidad del consumo respecto a la renta corriente, desestimando la hipótesis de que los consumidores son miopes o, en otras palabras, la posible existencia de una función de consumo keynesiana; e indicando que los consumidores se ven imposibilitados de seguir un patrón de consumo como el enunciado por Hall por la existencia de restricciones de liquidez en buena parte de la población.

Alternativamente, siguiendo la metodología de Hall (1978), Flavin propone contrastar por Mínimos Cuadrados Ordinarios la hipótesis $\lambda_i = \pi_i = 0$, en la siguiente ecuación:³⁶

$$(3.14) \quad \Delta c_t = \mu_3 + \lambda_1 y_{t-1} + \lambda_2 y_{t-2} + \lambda_3 y_{t-3} + \pi_1 z_{t-1} + \pi_2 z_{t-2} + \pi_3 z_{t-3} + \nu_{3t}$$

³⁶ Dado que todas las ecuaciones del sistema (3.10), (3.11) y (3.12) son identificadas, la ecuación (3.12) es exactamente la misma que la (3.14).

Si la hipótesis no es rechazada, entonces el valor esperado de c_t dados los valores impuestos por la restricción, sólo podría ser explicado por c_{t-1} , ninguna otra variable brindaría información adicional. Esta es la especificación que presentaremos más adelante en nuestro análisis del caso peruano.

3.5. Proporción de la Población sujeta a Restricción de Liquidez

Una manera de estimar la proporción de la población que estaría sujeta a restricciones de liquidez es el utilizado en el trabajo de Berenguer (1990) quien supone que existen dos tipos de consumidores; aquellos restringidos por la liquidez y por lo tanto consumen todo su ingreso, y los consumidores que se comportan según el modelo postulado por Hall (1978). Por definición la renta total es igual a la suma de las rentas de los dos tipos de consumidores (Berenguer, 1990:135). Así se tiene que:

$$(3.15) \quad Y_t = Y_{1t} + Y_{2t} = \lambda Y_t + (1 - \lambda) Y_t$$

siendo Y_{1t} y Y_{2t} los ingresos correspondientes a cada uno de estos tipos de consumidores. A la vez, los consumidores del primer tipo gastan todo su ingreso que representan una proporción fija de su ingreso total $C_{1t} = Y_{1t} = \lambda Y_t$, mientras que los consumo del segundo tipo depende del ingreso permanente de los consumidores $C_{2t} = (1 - \lambda) Y_P t$. De acuerdo con Flavin se tiene que $\Delta C_{2t} = \mu + (1 - \lambda) \varepsilon_t$, donde ε_t es la innovación en la renta. Así, el cambio en el consumo agregado puede representarse de la siguiente forma:

$$(3.16) \quad \Delta C_t = \Delta C_{1t} + \Delta C_{2t} = \lambda \Delta Y_t + \mu + (1 - \lambda) \varepsilon_t$$

en el que define el consumo total como la suma de los gastos de los consumidores de tipo 1 y 2. La estrategia para medir el exceso de sensibilidad consiste en estimar el valor de λ . En el extremo, si $\lambda = 0$, toda la población sigue el esquema sugerido por la hipótesis de la ruta aleatoria; y, si $\lambda = 1$, la población consume su ingreso corriente debido a las restricciones de liquidez.

Berenguer (1990) sugiere acertadamente no estimar (3.16) mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios ya que el término de perturbación ε_t no es ortogonal a la variación del ingreso corriente ΔY_t . Nosotros utilizaremos el método de Variables Instrumentales en dicha estimación ya que este método toma en cuenta la correlación existente entre ambas.

CAPITULO 4

LA NATURALEZA DE LOS DATOS

La disponibilidad de fuentes de información existente es uno de los principales problemas de los investigadores de los hechos económicos en el Perú. Del mismo modo, el tratamiento y adecuación de las fuentes disponibles a las necesidades puede ser la causa del éxito o fracaso de la contrastación de una hipótesis con la realidad.

En este capítulo haremos un recuento de nuestras necesidades de datos, las fuentes existentes en el Perú, la metodología de construcción de las principales variables y la manera cómo esta información ha sido incluida en nuestro modelo, resaltando las virtudes de sus definiciones así como sus límites y carencias. Se muestran algunos hechos estilizados y relaciones entre las variables y los principales estadísticos de dichas magnitudes.

4.1. Medida del Consumo

El Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI), entidad oficial encargada de la recopilación y divulgación de datos estadísticos en el Perú, define esta variable como el *gasto* efectuado por las unidades familiares y las instituciones sin fines de lucro en bienes y servicios utilizados para la satisfacción *directa* de las necesidades humanas individuales o colectivas. Estos bienes, que pueden ser clasificados en bienes no durables (alimentos, vestuario), durables (electrodomésticos, automóviles para uso privado) y servicios (cortes de cabello, asesoría legal), son registrados a precios del comprador, es decir son valorados en el momento en que los bienes son adquiridos (INEI, 2000b:69).

En sentido estricto, la teoría económica relativa al tema del consumo considera esta magnitud como el valor del servicio que se deriva de los bienes de consumo final con lo cual, dada la definición del INEI, la medida disponible no corresponde completamente con la medida deseada. Esto se puede apreciar en el caso de los bienes durables como por ejemplo un automóvil o un equipo de sonido cuyos flujos de servicios se brindan a lo largo de un buen número de años, mientras que el gasto en el mismo puede efectuarse en sólo un período de tiempo. En este caso, el *gasto en bienes de consumo* y el *consumo* difieren en una cuantía que es desconocida para el caso peruano ya que no existen estadísticas desagregadas para tal fin. Sin embargo, como argumenta Hall

(1986) podría esperarse que las fluctuaciones de los gastos en bienes duraderos sean más pronunciadas debido a que:

"Cuando hay una recesión, los consumidores reducen sus compras de bienes duraderos, como muebles y automóviles, mucho más que las de bienes no duraderos, como alimentos; los servicios, como la asistencia médica apenas fluctúan" (Hall, 1986:189).

La fuente de información más importante para la estimación del Consumo Final es la Encuesta Nacional de Hogares (ENAHO), la cual consigna información referente a los gastos de los hogares a nivel nacional. Otras fuentes auxiliares son el Índice de Volumen Físico por productos, el Índice de Precios al Consumidor de 25 ciudades por variedad de productos y el Índice del Sector Construcción.

El cálculo a valores corrientes se realiza tomando la información de gastos familiares de la ENAHO, con la cual se procede a calcular el gasto per cápita para cada uno de los productos consumidos por las familias informantes, posteriormente se procede a extraer dicho gasto per cápita a la población departamental. Una vez obtenido el gasto final de los hogares a valores corrientes se deflacta con los índices de precios al consumidor anuales de cada ciudad y por productos, obteniéndose los valores reales. Este cálculo sirve como insumo para calcular el PBI real por tipo de gasto.

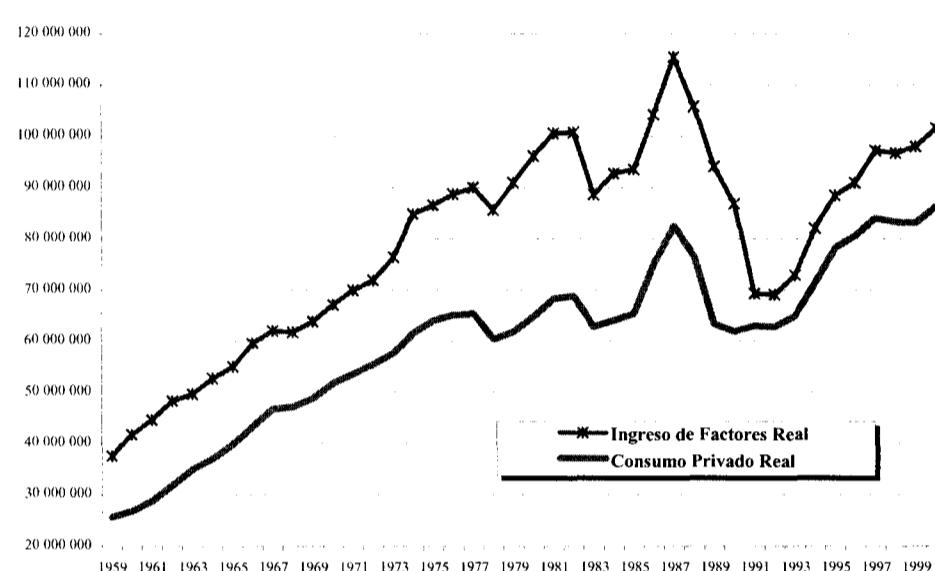
En el Gráfico 4.1A se puede apreciar la evolución de los niveles anuales de consumo y de una variable representativa del ingreso disponible³⁷ en el período comprendido entre 1959 y 2000, el consumo varía con el ingreso en proporciones similares en el largo plazo, pero sin embargo, en tramos cortos se puede verificar que las variaciones del consumo son más suaves que las del ingreso. Esto se puede observar con más claridad en el período 1986 – 2000 en que el ingreso luego de alcanzar los mayores niveles de la muestra cae fuertemente, mientras que el consumo luego de aumentar más moderadamente, se reduce también más levemente para posteriormente retomar su tendencia ascendente.

Más aún, si tomamos en cuenta el componente estacional como en el Gráfico 4.1B se puede apreciar que el consumo conserva siempre una tendencia ascendente, mientras que el ingreso se mantiene relativamente estable desde 1979.I hasta 1986.II, luego crece rápidamente y cae abruptamente hasta 1989.I, retoma cierta estabilidad hasta 1994.I para finalmente iniciar un crecimiento pronunciado. La serie anual de consumo, así como otras variables en términos reales se muestran en la Tabla 4.1.

Sin embargo, el modelo expuesto por Hall para realizar la prueba empírica de la hipótesis de un *random walk* para el consumo impone que éste así como otras variables relevantes sean expresadas en términos per cápita, ya que la

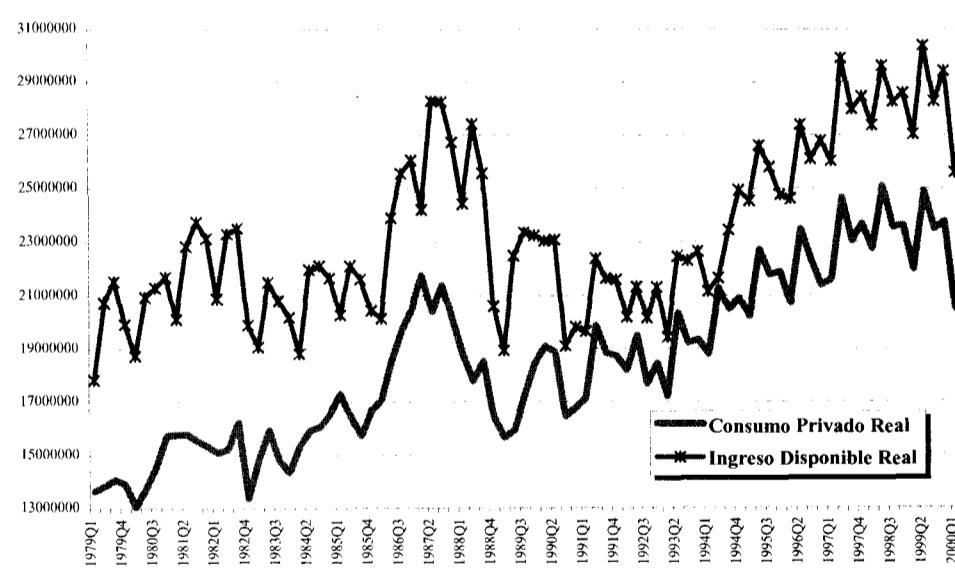
³⁷ En la siguiente sección se explicará porqué el ingreso de factores es considerado como una medida del ingreso disponible en la serie anual y cómo se ha construido la serie ingreso disponible en el caso trimestral.

GRAFICO No. 4.1 A
EVOLUCION DEL CONSUMO PRIVADO Y DEL INGRESO
INTERNO DE FACTORES, EN MILES DE NUEVOS SOLES DE 1994
Período: 1959 - 2000



Fuente: Instituto Nacional de Estadística de Informática.

GRAFICO No. 4.1 B
EVOLUCION DEL CONSUMO PRIVADO REAL Y DEL INGRESO
DISPONIBLE REAL EN MILES DE NUEVOS SOLES
Período: 1979.I - 2000.II



Fuente: Instituto Nacional de Estadística de Informática.

TABLA No. 4.1
PRINCIPALES VARIABLES

Año	Consumo Final Privado	PBI	Ingreso Interno de Factores	Crédito Sistema Financiero Fin de Período	Liquidez Sistema Financiero Fin de Período	Tasa de Desempleo	Tasa de Subempleo	Miles de Nuevos Soles de 1994		%
1959	25 668 912	41 590 045	37 504 564	5 609 009	7 579 742					
1960	26 858 124	46 652 663	41 763 457	6 080 413	7 531 421	4,5				
1961	28 678 172	50 096 446	44 520 763	7 069 646	8 536 931	4,2				
1962	31 661 780	54 282 647	48 208 196	7 786 134	9 242 078	4,0				
1963	34 810 924	56 289 153	49 628 991	8 444 990	9 882 435	4,0				
1964	36 933 782	60 003 817	52 630 326	8 831 490	7 653 958	4,1				
1965	39 740 956	62 965 738	54 935 220	10 995 538	13 166 331	4,2				
1966	43 216 185	68 256 916	59 528 508	11 759 577	14 391 685	5,4				
1967	46 641 646	70 841 335	61 973 385	12 371 390	14 401 370	6,6				
1968	47 123 151	71 092 683	61 716 460	12 122 755	13 351 194	6,0				
1969	48 783 780	73 768 873	63 867 340	12 577 558	14 374 352	5,4				
1970	51 750 170	78 086 282	67 171 121	13 582 939	17 376 122	4,7	45,9			
1971	53 587 552	81 350 367	69 980 877	15 654 570	19 040 750	4,4	44,4			
1972	55 328 123	83 686 197	71 803 058	17 621 302	21 198 740	4,2	44,2			
1973	57 597 967	88 185 784	76 342 808	19 266 391	22 481 004	4,2	41,3			
1974	61 510 410	96 341 036	84 892 323	19 742 658	23 709 641	4,0	41,8			
1975	64 048 079	99 616 592	86 631 338	20 630 287	22 935 849	4,9	42,8			
1976	65 197 348	101 570 764	88 769 924	20 185 476	20 869 926	5,2	44,3			
1977	65 342 275	101 982 185	90 030 852	18 973 899	19 512 590	5,8	48,2			
1978	60 337 953	102 268 971	85 637 652	16 158 139	18 939 017	6,5	52,0			
1979	61 759 685	108 207 757	90 928 763	14 708 245	21 572 506	7,1	51,4			
1980	64 822 567	113 059 859	96 131 102	17 774 220	25 643 144	6,7	50,6			
1981	68 282 840	118 053 958	100 578 686	21 454 555	26 439 942	6,8	47,9			
1982	68 880 518	118 302 919	100 764 864	24 683 296	27 919 486	7,0	49,9			
1983	62 814 462	103 373 638	88 614 135	23 087 020	25 765 978	9,2	53,3			
1984	64 029 238	108 351 615	92 715 600	24 131 769	28 671 271	10,5	54,2			
1985	65 381 985	110 805 569	93 536 359	18 589 779	27 220 265	11,8	54,1			
1986	75 147 732	121 045 829	104 202 756	18 722 121	22 677 139	8,2	51,4			
1987	82 525 955	131 292 289	115 501 263	20 989 454	26 493 160	8,6	34,9			
1988	76 418 450	120 334 601	105 739 208	16 985 079	24 180 517	7,1	37,0			
1989	63 357 647	106 300 090	94 095 859	12 263 393	20 927 543	7,9	73,5			
1990	61 814 467	100 569 030	86 889 160	11 582 024	16 866 653	8,3	73,1			
1991	62 990 113	83 759 691	69 329 820	9 293 236	13 192 516	5,9	78,5			
1992	62 787 778	83 400 557	69 092 584	10 586 696	14 145 465	9,4	75,9			
1993	64 934 694	87 374 589	72 867 379	12 192 140	16 205 768	9,9	77,4			
1994	71 306 274	98 577 444	82 067 681	15 186 000	18 671 000	8,8	74,3			
1995	78 198 191	107 038 850	88 514 209	19 741 285	21 210 590	7,6	42,4			
1996	80 583 959	109 708 500	90 939 738	27 216 244	27 065 617	7,0	42,7			
1997	84 081 358	117 109 625	97 200 898	33 638 929	30 497 379	7,7	41,8			
1998	83 376 420	116 485 187	96 778 767	38 677 411	32 086 252	7,8	44,3			
1999	83 056 457	117 589 566	97 992 291	40 538 725	35 937 283	8,0	43,5			
2000	86 288 955	121 266 594	101 528 842	39 213 751	36 443 055	7,4	42,9			

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Informática, Banco Central de Reserva del Perú, Instituto Cuánto.

Elaboración: Propia.

teoría de la ruta aleatoria trata de interpretar el comportamiento de un individuo representativo de la sociedad.³⁸

Recientemente, el INEI cambió el año base de 1979 a 1994 para el cálculo del PBI con lo que el Consumo Final aumentó su participación en la estructura de gastos. Así, “en 1979, este componente representaba el 69,7% del PBI, pasando al 80,8% en 1994, es decir, aumenta en 11,1 puntos porcentuales”(INEI, 2000a). La participación del Consumo Privado, que representa los gastos que realizan las familias en la compra de bienes y servicios, se incrementó de 61,1% a 72,0%, debido a que el consumo de las familias, en volúmenes físicos relativos, se incrementó en 7,6% respecto al aumento del PBI. Según el INEI, otro factor que sustenta el aumento de 10,9 puntos porcentuales, se refiere a los mayores precios relativos del Índice de Precios al Consumidor, que entre 1979 y 1994 se incrementaron, en 10,1% más que los precios de la economía. En 1994, año considerado “normal” por el INEI, el consumo final de los hogares según finalidades y sus respectivas ponderaciones eran como se muestra en la Tabla 4.2.

Para tomar en cuenta estos cambios encadenamos las series base 1979 y base 1994 de la manera habitual aplicando una regla de tres simple que en la práctica se acerca bastante a aquellos que se obtendrían teóricamente³⁹.

³⁸ Este ajuste de los datos implica una especie de *detrending* de las series, es decir las allana, debido a que la población es siempre creciente.

TABLA No. 4.2
CONSUMO FINAL DE HOGARES 1994
Clasificación por Finalidades

Componentes	%
1. Alimentos, Bebidas y Tabaco	34,0
2. Vestido y Calzado	6,7
3. Vivienda, Agua, Electricidad, Gas y Otros Combustibles	7,5
4. Móvilario, Equipo del Hogar y Mantenimiento Rutinario de la Casa	7,9
5. Salud	5,4
6. Transporte	9,0
7. Ocio, Esparcimiento y Cultura	3,8
8. Enseñanza	7,3
9. Hoteles, Cafeterías y Restaurantes	9,4
10. Bienes y Servicios Diversos	9,0
TOTAL	100,0

Fuente: INEI.

En las Tablas 4.3 y 4.4 se muestran los principales estadísticos que describen el comportamiento de las series anuales y trimestrales del consumo privado per cápita y de las demás variables incluidas en nuestro modelo, así como las correlaciones existentes entre ellas. Además, en las Tablas Anexas No. 1 y 2 pueden encontrarse las bases de datos completas utilizadas en los casos anuales y trimestrales.

4.2. Medidas del Ingreso

Dada la escasez de una serie de tiempo larga del ingreso agregado de las familias para poder ser contrastadas con nuestras series anuales y trimestrales del consumo agregado, hemos utilizado el ingreso interno de factores y el valor de la sustracción de los ingresos tributarios del gobierno del PBI.

³⁹ Más información referente a este tema puede consultarse en Spiegel (1970).

TABLA No. 4.3A
ESTADISTICOS DE VARIABLES PRINCIPALES
1959 : 2000

	Consumo	PBI	Ingreso Factores	Crédito S. Fin.	Liquidez	Des.+Sub.	Desempleo	Sub Empleo
Media	3 482	5 440	4 682	998	1 160	59	7	52
Mediana	3 431	5 632	4 844	982	1 184	54	7	48
Varianza	201 330	725 701	589 538	98 500	85 480	188	4	163
Desv. Estándar	449	852	768	314	292	14	2	13
Inter. Conf. (5%)	136	258	232	95	88	5	1	4
Valor Máximo	4 225	6 651	5 755	1 607	1 607	87	12	79
Valor Mínimo	2 633	3 715	3 078	422	600	44	4	35

Nota: Des+Sub es una variable referencial que indica la suma de las tasas de desempleo y subempleo.

Elaboración: Propia.

TABLA No. 4.3B
COEFICIENTE DE CORRELACION ENTRE PRINCIPALES VARIABLES
1959 : 2000

	Consumo	PBI	Ingreso Factores	Crédito S. Fin.	Liquidez	Des.+Sub.	Desempleo	Sub Empleo
Consumo	0,871296828	0,84218435	0,660510381	0,780586369	-0,809137955	-0,261793941	-0,768809501	
PBI		0,991262938	0,50370473	0,747050859	-0,621723834	-0,266878137	-0,599998278	
Ingreso Factores			0,452312935	0,698797787	-0,609291524	-0,324372048	-0,58505924	
Crédito S. Fin.				0,866801928	-0,766945326	-0,046774261	-0,775059048	
Liquidez					-0,75873246	-0,003361415	-0,760006353	
Des.+Sub.						0,525335251	0,991609468	
Desempleo							0,410932401	
Sub Empleo								

Nota: Des+Sub es una variable referencial que indica la suma de las tasas de desempleo y subempleo.

TABLA No. 4.4A
ESTADISTICOS DE VARIABLES PRINCIPALES
1979-I : 2000-II

	Consumo	Ingreso Privado	PBI	Ingreso del Gob.	Liquidez	IGBVL	Crédito S. Fin.
Media	873	1 107	1 271	164	817	50	734
Mediana	866	1 103	1 276	173	824	36	681
Varianza	5 540	15 325	22 439	2 421	97 512	1 450	158 884
Desv. Estándar	74	124	150	49	312	38	399
Inter. Conf. (5%)	16	26	32	10	66	8	84
Valor Máximo	1 079	1 396	1 536	290	1 444	118	1 738
Valor Mínimo	728	857	949	62	177	7	129

Nota: El "Ingreso Privado" es construido restando el Ingreso de Gobierno del PBI.

Elaboración: Propia.

TABLA No. 4.4B
COEFICIENTE DE CORRELACION ENTRE PRINCIPALES VARIABLES
1979-I : 2000-II

	Consumo	Ingreso Privado	PBI	Ingreso del Gob.	Liquidez	IGBVL	Crédito S. Fin.
Consumo		0,542544261	0,509225752	0,185298122	0,361456839	0,426409271	0,396577648
Ingreso Privado			0,952956501	0,385278724	0,415579993	0,069869286	0,317406361
PBI				0,646861163	0,561121874	0,264633925	0,421988638
Ingreso del Gob.					0,662732333	0,627300999	0,486147188
Liquidez						0,594763309	0,92719868
IGBVL							0,614870164
Crédito S. Fin.							

Nota: El "Ingreso Privado" es construido restando el Ingreso de Gobierno del PBI.

Elaboración: Propia.

Seguidamente, describiremos con detalle estas medidas y expondremos las razones que nos llevaron a utilizarlas en nuestra prueba empírica.

4.2.1. Ingreso Interno de Factores:

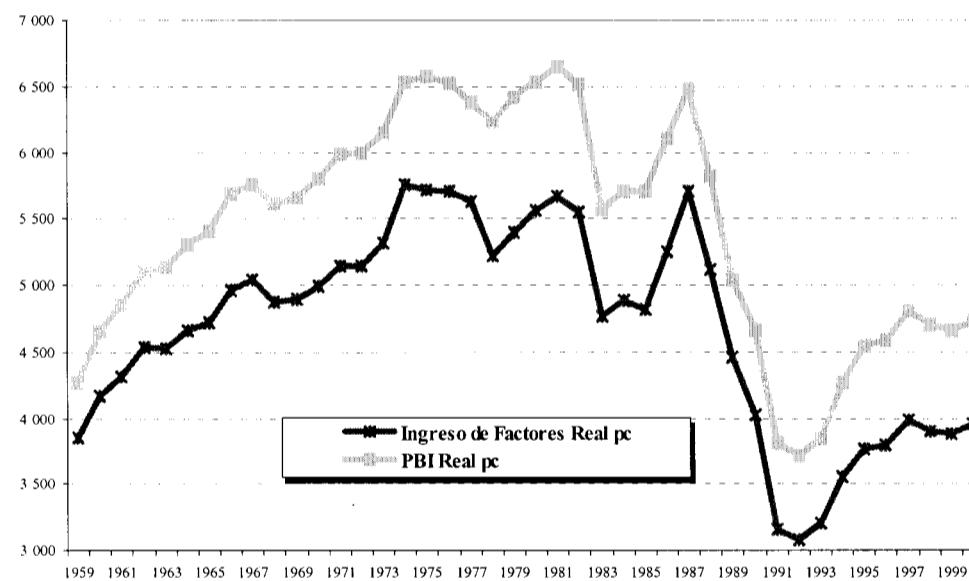
Se calcula a partir del PBI, restando los impuestos indirectos netos constituidos por el saldo neto de los impuestos indirectos y subsidios otorgados por el gobierno al sector privado y la depreciación o consumo de capital fijo. El Ingreso Interno de Factores (IIF) incluye los pagos realizados por Remuneraciones y el Excedente de Explotación. A la vez el pago realizado por remuneraciones comprende sueldos y salarios, contribuciones al seguro social y otras remuneraciones adicionales de los trabajadores dependientes del sector público y privado, mientras que el Excedente de Explotación incluye el ingreso de los trabajadores independientes, así como la renta predial derivada de la propiedad de la tierra, y las utilidades de las empresas que es el ingreso derivado de la propiedad del capital.

A falta de una medida adecuada de la renta disponible del sector privado nacional de periodicidad anual, se utilizará este indicador ya que tiene algunas cualidades como el hecho que se deriva directamente del Producto Bruto Interno y refleja la composición de los ingresos de los factores que participan en la producción. Por otro lado, un defecto que se puede señalar en esta

variable es que incluye los impuestos directos y no incluye algunos pagos y transferencias netas procedentes del exterior⁴⁰.

En el Gráfico 4.2 se aprecia que el IIF per cápita muestra casi la misma trayectoria que el PBI per cápita (el coeficiente correlación es 0.99), sin embargo, muestra una varianza menor.

GRAFICO No. 4.2
EVOLUCION DEL INGRESO INTERNO DE FACTORES Y DEL PBI
EN NUEVOS SOLES DE 1994 PER CAPITA

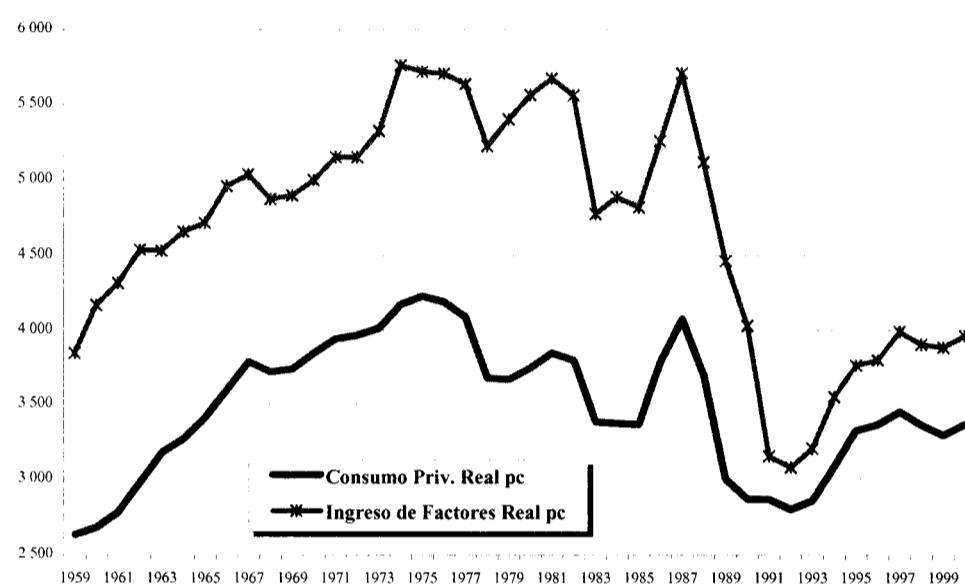


Fuente: Instituto Nacional de Estadística de Informática.
 Elaboración: Propia.

La evolución del Ingreso Interno de Factores per cápita es muy similar a la del consumo per cápita, con un coeficiente de correlación de 0.84; sin embargo, como se puede apreciar en el Gráfico 4.3A, la trayectoria de ambas variables

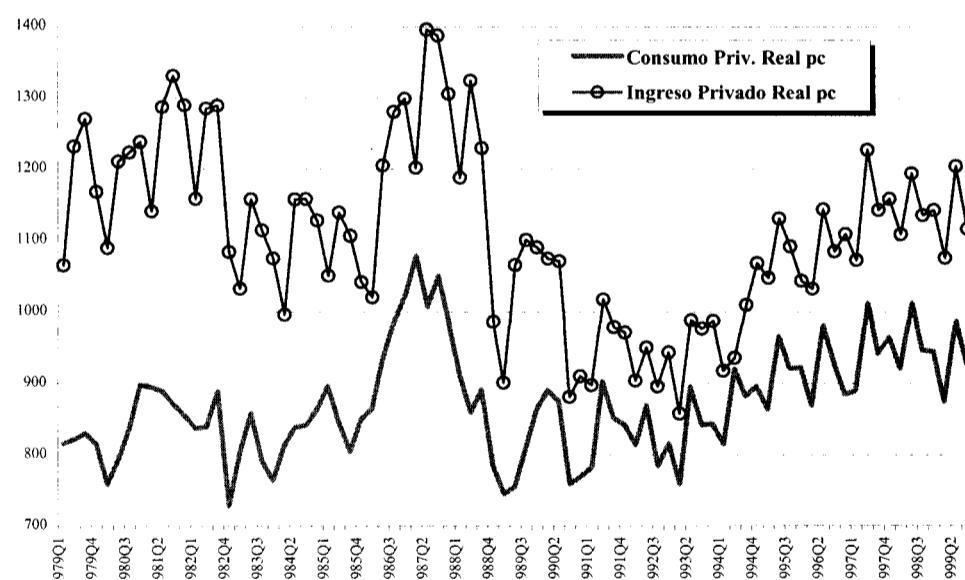
⁴⁰ Como se puede apreciar en las estimaciones del INEI, el BCRP y el Instituto Cuánto, debido a estas transferencias y pagos por factores externos, en el caso peruano el Producto Nacional Bruto

GRAFICO No. 4.3A
EVOLUCION DEL CONSUMO PRIVADO Y DEL INGRESO
INTERNO DE FACTORES, EN NUEVOS SOLES DE 1994 PER CAPITA



Fuente: Instituto Nacional de Estadistica de Informatica.

GRAFICO No. 4.3B
EVOLUCION DEL CONSUMO PRIVADO Y DEL INGRESO PRIVADO
PER CAPITA, EN NUEVOS SOLES DE 1994



Fuente: Fondo Monetario Internacional, Financial Information System.

se acercan mucho entre 1991 y 1994 que es el período en el que los ingresos de los consumidores presentaron su mayor reducción.

A partir de la información anual del PBI nominal y del PBI real con base 1994 provenientes del INEI, obtenemos el deflactor implícito del PBI que representa un índice de todos los precios de bienes finales y servicios de la economía mucho más amplio que el Índice de Precios al Consumidor de Lima Metropolitana. Estos índices de precios así construidos se han utilizado para deflactar todas las series utilizadas en este trabajo, salvo que se indique expresamente otra cosa.

4.2.2. El “Ingreso Privado”:

Como lo señalan Raut y Virmani (1990), en los países en desarrollo existe severa restricción a la disponibilidad de información sobre el ingreso de las personas, la cual puede generar pérdida en el rigor de las pruebas estadísticas llevadas acabo para esos países. En el Perú, debido a la inexistencia de información trimestral sobre el ingreso interno de factores, nos hemos visto en la necesidad de construir una medida que nos ayude a afinar la estimación gruesa del PBI, para tal fin hemos seguido el procedimiento utilizado Raut y Virmani (1990). Allí, los autores señalan:

es menor que el Producto Bruto Interno.

“Los datos del producto nacional neto también son raramente disponibles [en los países en desarrollo], entonces el ingreso privado per cápita es construido sustrayendo ingresos impositivos del gobierno y no impositivos del producto nacional bruto”. (Raut y Virmani, 1990:384).

Entonces, utilizaremos como medida para representar el ingreso de las familias, el resultado de la sustracción de los ingresos corrientes del gobierno del PBI. Los ingresos corrientes del gobierno están constituidos por los ingresos tributarios entre los que podemos contar los impuestos a los ingresos, a las importaciones, el impuesto general a las ventas, el selectivo al consumo, entre otros; mientras que los ingresos no tributarios son el FONAVI y otros.

En el Gráfico 4.3B se muestra la evolución del consumo y del ingreso privado per cápita. Allí se puede observar que la distancia que separa ambas variables tiende a disminuir hacia 1990.II, cuando se profundiza la crisis económica y luego vuelve a ampliarse a partir de 1994.I, período en que se define una tendencia creciente del producto.

4.3. Medida de la Riqueza

Para investigar la influencia de la riqueza en la determinación de los niveles de consumo del sector privado, utilizaremos dos series que nos ayudarán a representar dicha variable. Para nuestras pruebas empíricas con series anuales, tanto como trimestrales, la liquidez total del sistema financiero y para nuestra prueba con datos trimestrales utilizaremos el Índice General Bursátil

de la Bolsa de Valores de Lima (IGBVL). En adelante se expondrán las razones.

4.3.1. Liquidez Total del Sistema Financiero Nacional:

El trabajo de Andrés, Molinas y Taguas, que estudia la evolución del consumo en España, utiliza los “activos líquidos en manos del público” en términos reales como un componente importante de la variable riqueza. Estos activos junto con los bonos en poder de los consumidores y el *stock* de capital privado conforman el total de la riqueza en manos de los consumidores españoles (Andrés, Molinas y Taguas, 1990:175).

Debido a la disponibilidad de datos de periodicidad anual que abarcan un período de tiempo largo y que provienen de una fuente considerada confiable, hemos considerado el *stock* de la Liquidez Total del Sistema Financiero Nacional como una medida comprehensiva de la riqueza del sector privado.

La liquidez total del sistema financiero es el total de pasivos financieros (u obligaciones monetarias) de instituciones financieras con el sector privado de la economía. La liquidez se descompone en dinero y cuasidinero (BCRP, 1996:v):

- i) Dinero: Es decir, circulante (billetes y monedas en manos del público) y depósitos a la vista mantenidos por el sector privado no financiero.

- ii) Cuasidinero: Constituido por depósitos de ahorro, depósitos a plazo, fondos de pensiones, cédulas hipotecarias de ahorro y otros pasivos en moneda nacional de las instituciones del sistema financiero con el sector privado.

Simultáneamente, la liquidez total del sistema financiero se descompone en liquidez en moneda nacional y liquidez en moneda extranjera. La liquidez en moneda extranjera comprende solo el cuasidinero en moneda extranjera constituido por depósitos, valores emitidos por el BCRP, certificados de divisas y otras obligaciones en moneda extranjera⁴¹.

El concepto de liquidez está referido a la facilidad que tienen los activos financieros para convertirse en dinero que es el activo más líquido y el medio de pago por excelencia; sin embargo, en este trabajo lo utilizaremos enfocando su calidad de ser pasivos del sistema financiero. Es decir, no nos interesa la distinción entre dinero y cuasidinero.

Como se puede apreciar la definición de liquidez del sistema financiero incluye una amplia gama de activos y también abarca un amplio espectro de instituciones que participan en la captación y canalización de recursos del y hacia el sector privado. Sin embargo, dentro de estos activos también se cuentan los que mantiene el sector público o los residentes en el extranjero

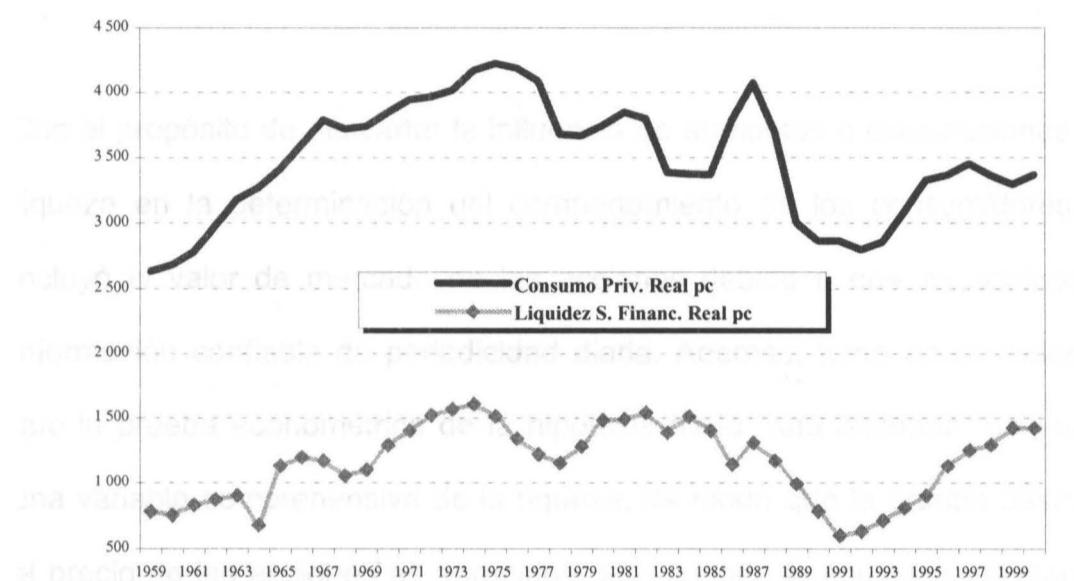
⁴¹ Nótese que en esta definición no se incluye el *stock* de dólares en manos del público; es decir, la que no está depositada en las instituciones del sistema financiero, que en el caso peruano puede ser considerable en algunos pasajes de la historia reciente.

con el sistema financiero nacional. A la vez, no incluye los activos extranjeros mantenidos por el sector privado nacional que deberían ser considerados en la medida de la variable riqueza de los consumidores. Es de suponerse, que el valor de estos activos extranjeros sea menor que la suma del valor de los activos nacionales mantenidos por extranjeros y el valor de los activos nacionales mantenidos por el sector público; con lo que la liquidez total del sistema financiero sobre estimaría la riqueza de los consumidores. Si además tenemos en cuenta que las tenencias de divisas extranjeras en manos del público pueden ser considerables en el caso peruano, la liquidez total del sistema financiero sería una medida incompleta de la riqueza financiera de los individuos.

Por otra parte, la liquidez del sistema financiero es administrada en gran medida por la autoridad monetaria de acuerdo a las necesidades de los agentes económicos o a la política restrictiva o expansiva que el ente emisor imprima a la oferta de dinero. No se puede afirmar que el valor de la riqueza sea determinado sólo por las disposiciones del Banco Central.

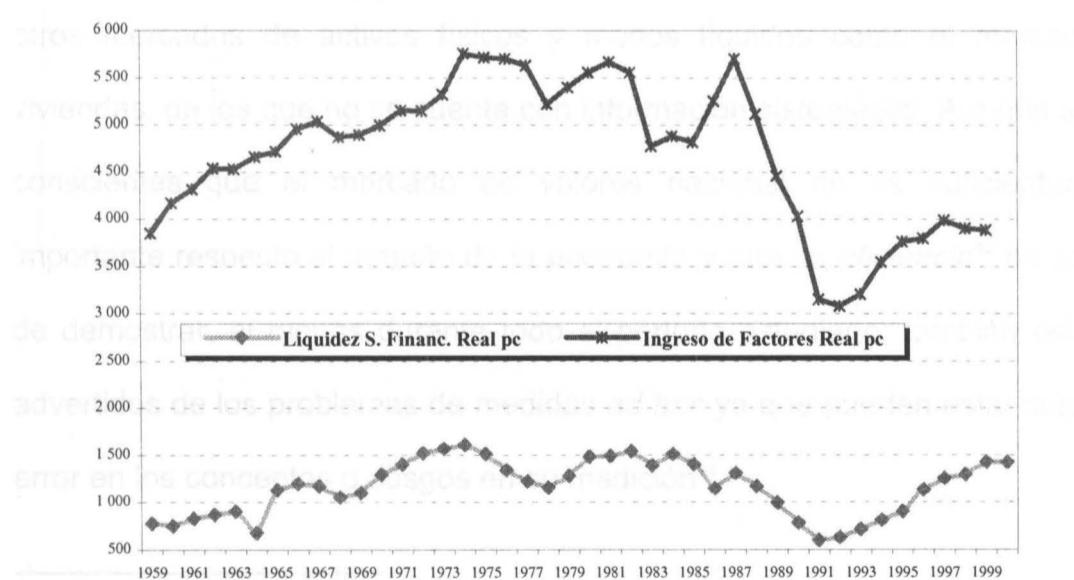
La liquidez real per cápita del sistema financiero nacional tiene una media de 1.160, un intervalo de confianza al 95% de 88 y una desviación estándar de 292, todas en soles de 1994. El coeficiente de correlación de la liquidez con el consumo es de 0,78 y con el ingreso interno de factores de 0,70. En los Gráficos 4.4A, 4.4B se muestran la trayectoria de cada una de estas variables con la liquidez.

GRAFICO No. 4.4A
EVOLUCION DEL CONSUMO PRIVADO Y DE LA LIQUIDEZ TOTAL DEL SISTEMA FINANCIERO, EN NUEVOS SOLES DE 1994 PER CAPITA



Fuente: Instituto Nacional de Estadistica de Informatica.

GRAFICO No. 4.4B
EVOLUCION DE LA LIQUIDEZ TOTAL DEL SISTEMA FINANCIERO Y DEL INGRESO INTERNO DE FACTORES PER CAPITA EN NUEVOS SOLES DE 1994



Fuente: Instituto Nacional de Estadistica de Informatica.

Notas: La evolución de la liquidez total del sistema financiero se refiere al dato de disponibilidad de fondos en el sistema financiero, que incluye la referencia a reservas y depósitos no reembolsables en el precio de los mismos.

4.3.2. El Indice General de la Bolsa de Valores de Lima:

Con el propósito de descartar la influencia de aumentos o disminuciones de la riqueza en la determinación del comportamiento de los consumidores, Hall incluyó el valor de mercado de las acciones debido a que se contaba con información confiable de periodicidad diaria. Además, tomó en consideración que la prueba econométrica de la hipótesis de la “ruta aleatoria” no requiere una variable comprehensiva de la riqueza, de modo que la prueba basada en el precio de las acciones es apropiada, aun cuando la ecuación resultante no describe la relación estructural entre riqueza y consumo (Hall, 1990:82). Nosotros seguiremos este procedimiento ya que el Indice General de la Bolsa de Valores de Lima (IGBVL) refleja el comportamiento de un segmento del mercado de activos financieros que puede ser considerado como el espejo de otros mercados de activos físicos y menos líquidos como el mercado de viviendas, de los que no se cuenta con información sistemática. Aunque somos conscientes que el mercado de valores nacional no es suficientemente importante respecto al tamaño de la economía y que su *eficiencia*⁴² no es fácil de demostrar, al menos durante todo el período estudiado; también estamos advertidos de los problemas de medidas *ad hoc* ya que pueden estar sujetas a error en los conceptos o sesgos en su medición⁴³.

⁴² Un mercado de valores es eficiente cuando la información está ampliamente disponible y de forma barata para los inversionistas, y que toda la información relevante y alcanzable está ya reflejada en el precio de los títulos.

⁴³ Di Nola (1970) construye una ingeniosa medida del *stock* de riqueza para el período 1951-1966 con data proveniente del BCRP de flujos de bienes inmuebles, bienes de capital para la industria

Al pensar en una medida de la riqueza, nos hemos visto tentados a incluir en la regresión a la capitalización bursátil, que es la sumatoria del producto de los precios de mercado y el número de acciones inscritas de las empresas también inscritas en el Registro Público del Mercado de Valores, en lugar del IGBVL pero posteriormente desechamos dicha idea ya que habría que incluir sólo la proporción de dicha capitalización que corresponde a inversionistas residentes en el país, segmento que es el que necesitamos para este trabajo. Además, rechazamos la idea de la capitalización bursátil porque variaciones en la capitalización bursátil no significan necesariamente variaciones en la riqueza, debido a que la inclusión de nuevas empresas en la pizarra de cotizaciones de la bolsa de valores incrementa la capitalización bursátil pero no representa un aumento de la riqueza. Variaciones en los precios de las acciones, sin embargo, representan cambios en el valor de estos activos y en el corto o largo plazo también representan cambios en el valor de los demás activos.

El IGBVL se calcula con la siguiente fórmula:

$$(4.1) \quad \frac{\sum [P_n / P_0 \times W_0 \times Ca]}{\sum W_0} \times 100$$

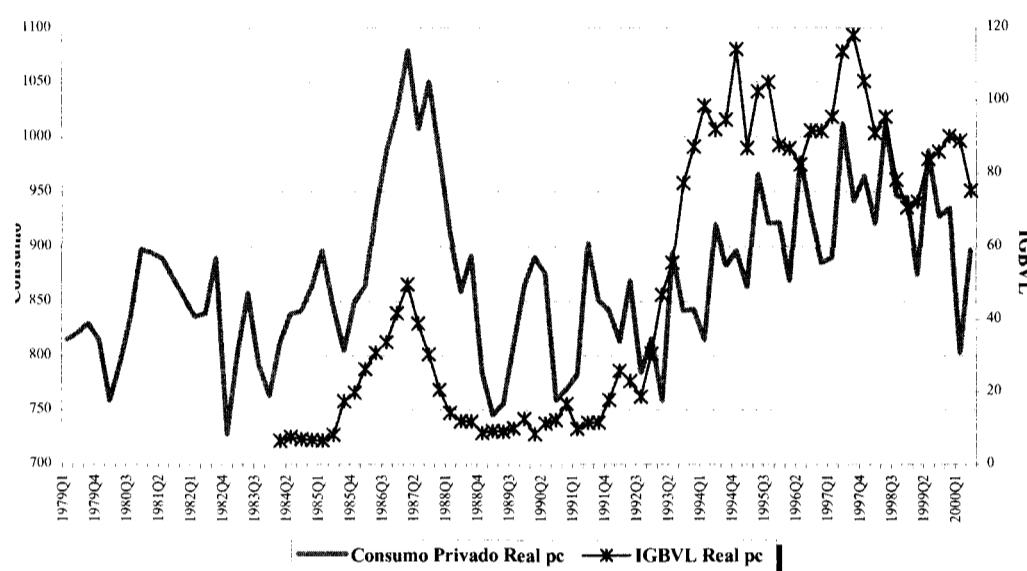
y la agricultura, equipo de transporte, bienes de consumo duradero y materiales de construcción. En su intento de establecer una variable totalizadora de la riqueza, construyó una medida que puede no ser más representativa que el IGBVL o la liquidez total del sistema financiero utilizados en este trabajo.

donde: P_0 es el precio de la acción en la fecha base; P_n es el precio de la acción el día n ; W_0 es el peso de la acción dentro de la cartera y C_a es el corrector acumulado por entrega de acciones liberadas, dividendos en efectivo y derechos de suscripción (BVL, 1996:9).

Aunque el IGBVL se calcula desde 1982, debido a dificultades en el acceso a la información, en este trabajo hemos tomado el promedio trimestral del IGBVL diario desde 1984, que esperamos sea suficiente para realizar la prueba estadística de nuestra hipótesis. El indicador utilizado aquí es un índice con base promedio de 1994 =100, construido sobre la base del IGBVL deflactado por el Índice de Precios al Consumidor de Lima Metropolitana y dividido por la población. A diferencia e los casos anteriores, hemos utilizado el IPC para deflactar la serie porque el IGBVL es una variable financiera y la práctica común en estos casos es utilizar este índice de precios.

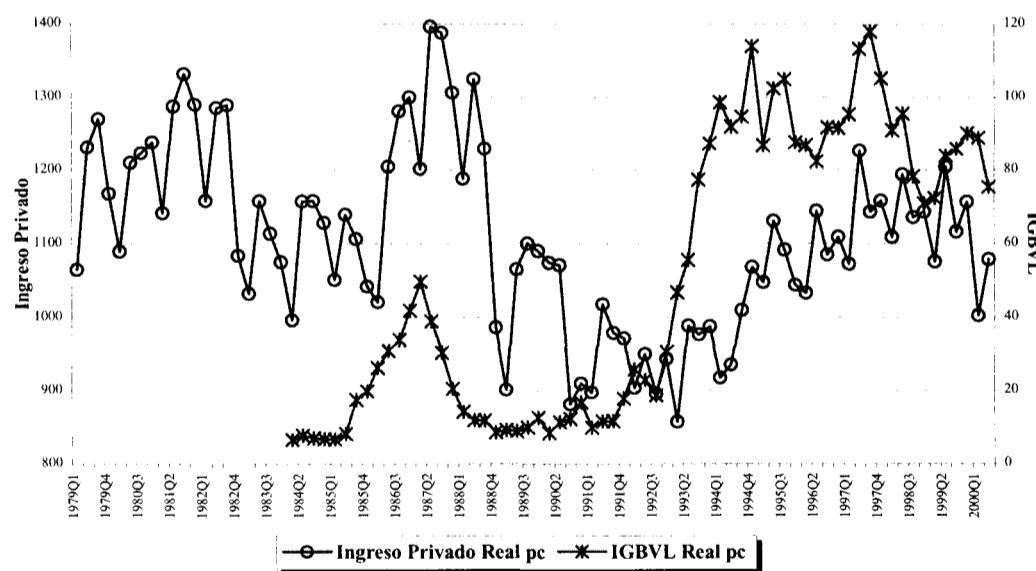
Nuestro índice bursátil real per cápita con base promedio de 1994 = 100, muestra una media de 50, una desviación estándar de 38 y un intervalo de confianza al 95% de probabilidad de 8 puntos. El coeficiente de correlación con el consumo real per cápita es de 0,43 y con el ingreso privado, de 0,07. En los Gráficos 4.5A y 4.5B se puede ver la evolución del IGBVL con cada una de estas variables. El coeficiente de correlación con la liquidez del sistema financiero, que es la variable que según nuestra definición también representa el valor de la riqueza, es de 0,59. En el Gráfico 4.5A se puede observar un comportamiento similar del consumo real per cápita con nuestro índice basado

GRAFICO No. 4.5A
EVOLUCION DEL CONSUMO PRIVADO Y DEL INDICE GENERAL BURSATIL
PER CAPITA, EN NUEVOS SOLES DE 1994



Fuente: Fondo Monetario Internacional, Financial Information System y BVL.

GRAFICO No. 4.5B
EVOLUCION DEL CREDITO DEL S. FINANCIERO AL SECTOR PRIVADO
Y DEL IGBVL PER CAPITA EN NUEVOS SOLES DE 1994



Fuente: BCRP y BVL.

en el IGBVL, especialmente en el período 1985III – 1988IV donde se registra en ambos indicadores un alza y una caída pronunciada y en el período 1994II – 2000II donde se registran altibajos constantes. Sin embargo, en el período 1989I – 1994I, nuestro índice basado en el IGBVL registra pequeñas variaciones para luego crecer con una pendiente pronunciada, mientras que el consumo real per cápita registra variaciones amplias para luego crecer lentamente con una varianza menor.

4.4. Medidas de la Restricción de Liquidez

Siguiendo la tradición de Flavin (1985), utilizaremos la tasa de desempleo como una medida de la proporción de la población afectada por restricción de liquidez; sin embargo, debido otra vez a las limitaciones impuestas por las fuentes de información, sólo podremos utilizar este indicador para la prueba empírica de las series anuales. Para el caso trimestral utilizaremos el crédito del sistema financiero al sector privado, una medida proveniente de las cuentas monetarias.

4.4.1. La Tasa de Desempleo:

El INEI calcula las tasas de empleo y subempleo sobre la base de la Encuesta Nacional de Hogares (ENAHO) que tiene por objeto cuantificar los ingresos y el empleo de la población peruana. Antes de 1995 se denominaba Encuesta de Niveles de Empleo (ENE) y era llevada a cabo anualmente por el Ministerio de

Trabajo y Promoción Social (MTPS). A partir de ese año, la encuesta toma su nombre actual y pasa a ser llevada a cabo trimestralmente por el INEI en convenio con el MTPS. Actualmente, la encuesta se realiza con periodicidad trimestral durante las 12 semanas del trimestre, en todas las áreas geográficas del país y con una muestra de 15.000 encuestas que cubre el Perú Urbano, es decir los centros poblados de más de 2.000 habitantes.

Con respecto al período de ejecución de la encuesta en el Perú Garavito advierte, "muchos cambios se han dado a lo largo del tiempo, afectando en diversa medida la comparabilidad de las series derivadas a partir de estas encuestas" (Garavito, 2000: 4). Algunos de estos cambios han perdurado en encuestas posteriores, mientras que otros sólo fueron temporales⁴⁴.

De acuerdo a la metodología del INEI (INEI, 1998a), el procedimiento que se sigue para determinar la población objetivo para el cálculo de la tasa de desempleo es la siguiente: A partir de la ENAHO se obtiene la Población en Edad de Trabajar (PET), es decir, aquellas personas mayores de 14 años; luego, de este grupo se obtiene la población empleada (PE) o la que cuenta con trabajo durante el período de referencia según los estándares establecidos⁴⁵, el tercer paso es identificar el grupo de la población

⁴⁴ Antes de 1995 dicha encuesta se refería sólo a Lima Metropolitana excepto en 1977, 1987 y 1994 en que se realizó en algunas principales ciudades del país. A partir de 1995 cambia la metodología para incluir a los trabajadores provenientes de las empresas de servicios temporales surgidas gracias a la Ley de Fomento al Empleo de 1991. A partir de 1997 se incorporan variables adicionales para obtener información acerca del desempleo de los trabajadores independientes.

⁴⁵ Aquellas personas que trabajan al menos una hora a la semana.

desempleada (PD), es decir aquellas personas que están disponibles para trabajar y que se encuentran buscando trabajo, el resto de la población la constituye la población económicamente inactiva (PEI).

La definición de desempleo en el Perú se basa en la definición oficial de desempleo de la Organización Internacional del Trabajo de 1983 la cual requiere que las personas incluidas en este rubro cumplan simultáneamente tres condiciones durante el período de referencia: i) Encontrarse sin empleo, ii) Estar disponibles para trabajar corrientemente, y; iii) Estar en busca de empleo. Siendo el desempleo un stock, el período de referencia a que aluden las tres condiciones mencionadas es de una semana. Refiriéndonos a la primera condición, se considera “sin empleo” a aquellos trabajadores que no trabajaron absolutamente en nada (ni siquiera una hora a la semana), ni estuvieron ausentes temporalmente del trabajo. El segundo concepto involucra a aquellos que estando sin empleo, no tenían labores de cualquier índole que les impidieran ocupar un puesto de trabajo durante la semana de referencia. La tercera condición implica que la persona debía haber buscado trabajo mediante consultas en los diarios o efectuado diligencias en procura de empleo durante la semana de la encuesta. Esta última condición esconde el denominado Desempleo Oculto, es decir, el sector de la población que cumpliendo las primeras dos condiciones se encuentra “desalentada” de la búsqueda de empleo⁴⁶. El concepto Desempleo Total incluye tanto el

⁴⁶ Durante una larga recesión muchas personas se desaniman de buscar trabajo y dejan de hacerlo. Es así que cuando comienza la reactivación económica, paradójicamente la tasa de desempleo puede aumentar porque estas personas se sentirán animadas a retomar su búsqueda de trabajo.

Desempleo Abierto como el Desempleo Oculto. Las ecuaciones que definen la construcción de estos indicadores son las siguientes:

$$(4.2) \quad Tasa\ de\ Desempleo\ Abierto = \frac{Desempleados\ Abiertos}{PEA} \times 100$$

$$(4.3) \quad Tasa\ de\ Desempleo\ Oculto = \frac{Desempleados\ Ocultos}{PEA + Desempleados\ Ocultos} \times 100$$

$$(4.4) \quad Tasa\ de\ Desempleo\ Total = \frac{D.\ Abiertos + D.\ Ocultos}{PEA + Desempleados\ Ocultos} \times 100$$

A partir de 1995, el cálculo de la tasa de desempleo se hace trimestralmente para considerar la estacionalidad en el mercado de trabajo.

Algunas objeciones a estos indicadores son que siendo calculados sobre la base de la ENAHO, las diferentes tasas de desempleo están sujetas a los sesgos que presenta ésta, errores muestrales y errores sistemáticos. Así, las encuestas actuales incluyen información proveniente de terceras personas acerca de variables como ingresos, horas trabajadas, condiciones laborales, empleo, etc. Además, se puede argüir que el concepto de desempleo ha sufrido variaciones a lo largo del tiempo. Garavito nos dice que "ahora se incluyen como desempleados activos a aquellos que buscan trabajo indirectamente, preguntando a familiares o mirando avisos en los periódicos",

Nótese que al no cumplir las tres condiciones del desempleo simultáneamente dichas personas no son consideradas como parte de la PEA.

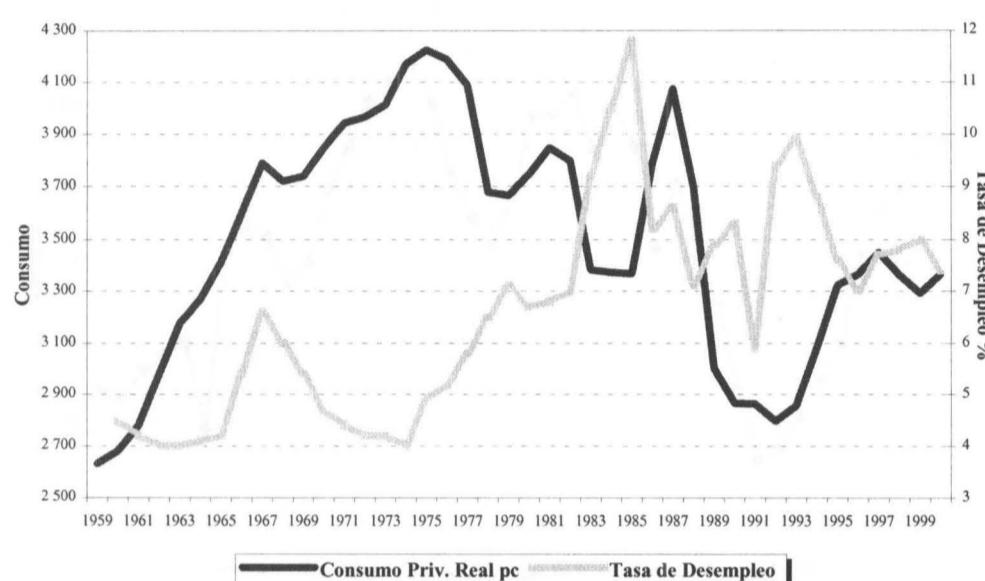
mientras que “[Saavedra y Asociados⁴⁷] sostiene que anteriormente la inclusión de dichas categorías quedaba a criterio del entrevistador, quien debía determinar cuán activa había sido dicha búsqueda” (Garavito, 2000: 5).

Como se puede apreciar en el Gráfico 4.6A la evolución de la tasa de desempleo respecto al consumo privado per cápita muestran una ligera tendencia negativa (el coeficiente de correlación simple es de -0.26) Sin embargo, esta relación opuesta puede apreciarse claramente en los períodos 1967-1986 y 1992-2000.

Al estar ligado teóricamente a las fluctuaciones de la actividad económica, es interesante revisar la correlación existente entre esta variable y el PBI y el ingreso interno de factores, dichas correlaciones (-0.27 y -0.32, respectivamente) son sorprendentemente pequeñas y negativas. El Gráfico 4.6B muestra esta trayectoria conjunta. Como se señaló anteriormente, quizá este resultado pueda explicarse por la definición de desempleo abierto que ignora la existencia del desempleo oculto; es decir, las personas que se ven desalentadas ante la existencia de una recesión larga y dejan de buscar trabajo y por lo tanto no son considerados en la tasa de desempleo. No deja de ser sorprendente esta observación aunque favorece para nuestro propósito porque si existiera una correlación fuerte entre ambos regresores, la inclusión de la tasa de desempleo no añadiría información diferente a la del ingreso interno de factores para explicar las variaciones del consumo privado per

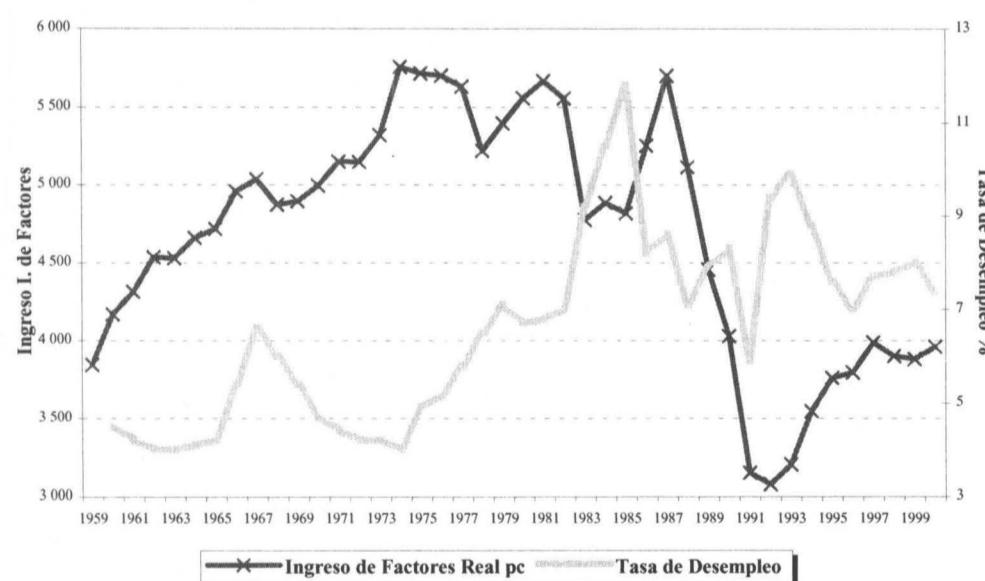
⁴⁷ Saavedra, Jaime y Asociados (1997): “Empleo, Productividad e Ingresos. Perú (1990 – 1996)”.

GRAFICO No. 4.6A
EVOLUCION DE LA TASA DE DESEMPLERO Y DEL CONSUMO PRIVADO
PER CAPITA EN NUEVOS SOLES DE 1994



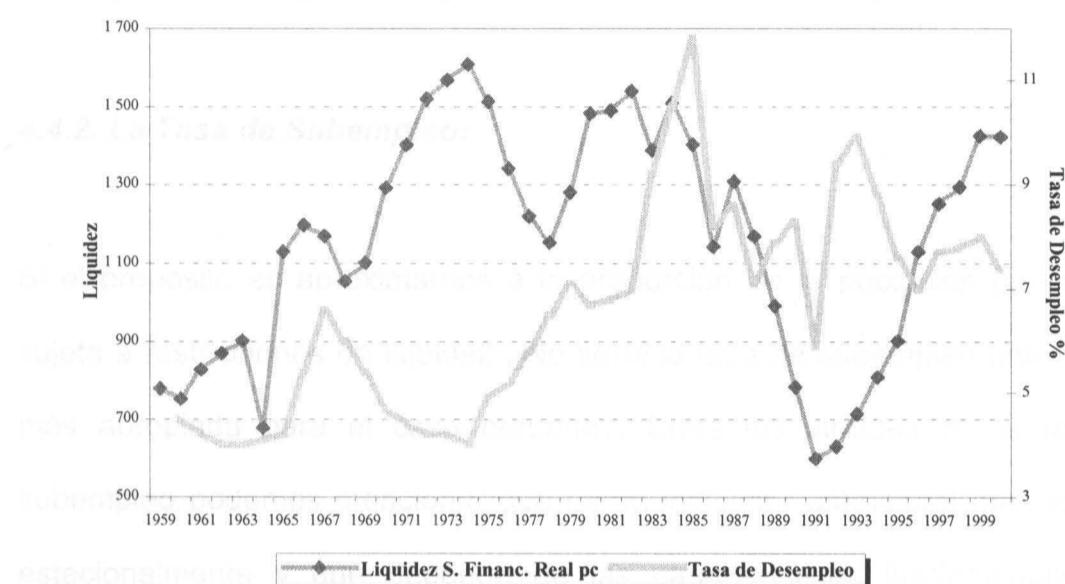
Fuente: Instituto Nacional de Estadistica de Informatica.

GRAFICO No. 4.6B
EVOLUCION LA TASA DE DESEMPLERO Y DEL INGRESO INTERNO
DE FACTORES PER CAPITA EN NUEVOS SOLES DE 1994



Fuente: Instituto Nacional de Estadistica de Informatica, MTPS.

GRAFICO No. 4.6C
EVOLUCION DE LA LIQUIDEZ TOTAL DEL SISTEMA FINANCIERO
PER CAPITA EN NUEVOS SOLES DE 1994 Y DE LA TASA DE DESEMPLERO



Fuente: Instituto Nacional de Estadística de Informática, MTPS.

cápita. En el Gráfico 4.6C se muestra la trayectoria conjunta de la tasa de desempleo con la liquidez, cuyo coeficiente de correlación prácticamente nulo.

4.4.2. La Tasa de Subempleo:

Si el propósito es aproximarnos a la proporción de la población que estaría sujeta a restricciones de liquidez ¿No sería la tasa de subempleo una medida más apropiada para el caso peruano?. Entre las virtudes de la tasa de subempleo podemos mencionar que es un indicador estructural que no varía estacionalmente y que depende de las características fundamentales del mercado de trabajo; además, es conocido que en el Perú para acceder a un crédito comercial estándar en el sistema financiero es necesario no sólo contar con un empleo sino con un empleo adecuado. La definición de la tasa de desempleo calculada por el INEI nos dará más luces sobre la utilidad de este indicador para este propósito.

Desde 1995 el INEI en convenio con el MTPS elabora anualmente la tasa de subempleo para el área urbana, dando a conocer sus resultados en el tercer trimestre de cada año. Antes de esa fecha se calculaba el subempleo sólo para Lima Metropolitana. Según el INEI:

"El subempleo es un problema de carácter laboral que implica la subutilización de la mano de obra en el mercado de trabajo. Este problema existe cuando la ocupación que tiene una persona es

inadecuada respecto a determinadas normas o a otra ocupación posible" (INEI, 1998b:9).

Existen dos parámetros como se manifiesta el subempleo en el Perú:

- i) El Subempleo Visible: Este concepto considera como subempleados a aquellas personas que cumplen tres condiciones: a) trabajan un número de horas menor al considerado como jornada laboral normal (35 horas a la semana), b) esta situación es involuntaria; y, c) desean trabajar más horas o buscan un trabajo "normal".
- ii) El Subempleo Invisible: Incluye a aquellos trabajadores que: a) laborando un número de horas igual o mayor al considerado normal; y, b) obtienen ingresos menores al Ingreso Mínimo Referencial (IMR), el cual es considerado como adecuado.

El IMR representa el valor mínimo de ingreso que el perceptor o perceptores, en promedio, deben obtener para financiar el costo de la Canasta Mínima de Consumo (CMC) que a su vez, es la canasta que incorpora los patrones de gasto de consumo de los hogares, la estructura de gasto actual y las necesidades alimentarias mínimas de la población.

La tasa de subempleo nacional incluye ambos conceptos de subempleo, visible e invisible, la formula que la define es la siguiente:

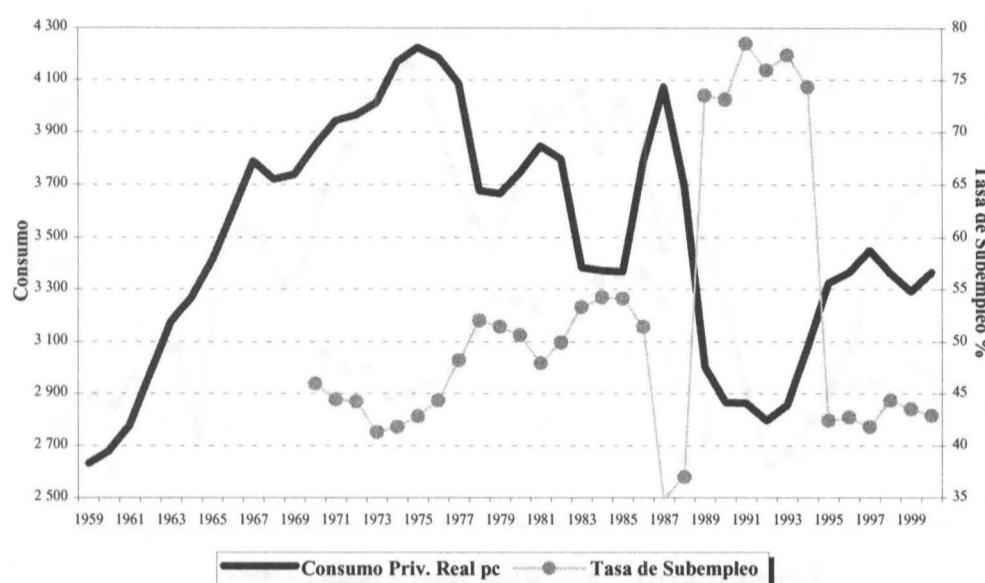
$$(4.5) \quad Tasa\ de\ Subempleo\ Nacional = \frac{\sum_{1}^n S. Visibles + \sum_{1}^n S. Invisibles}{\sum_{1}^n PEA Desocupada + \sum_{1}^n PEA Ocupada} \times 100$$

Donde, conforman la PEA Ocupada aquellas personas que durante el período de referencia ejercieron una actividad en la producción de bienes y servicios de por lo menos una hora remunerada a la semana y los trabajadores familiares sin remuneración que trabajaron por lo menos 15 horas a la semana.

Como se puede apreciar el concepto de subempleo es más atractivo porque considera las restricciones de ingreso que sufre buena parte de la población peruana. El coeficiente de correlación simple de la tasa de subempleo con el consumo per cápita es -0.77, mientras que con el PBI y el ingreso interno de factores es -0.60 y -0.59 respectivamente. Los Gráficos 4.7A y 4.7B muestran el comportamiento conjunto de la tasa de subempleo con respecto al consumo y al ingreso interno de factores. El coeficiente de correlación de la tasa de subempleo con la liquidez es de -0.76. En el Gráfico 4.7C se muestra la trayectoria conjunta de estas variables.

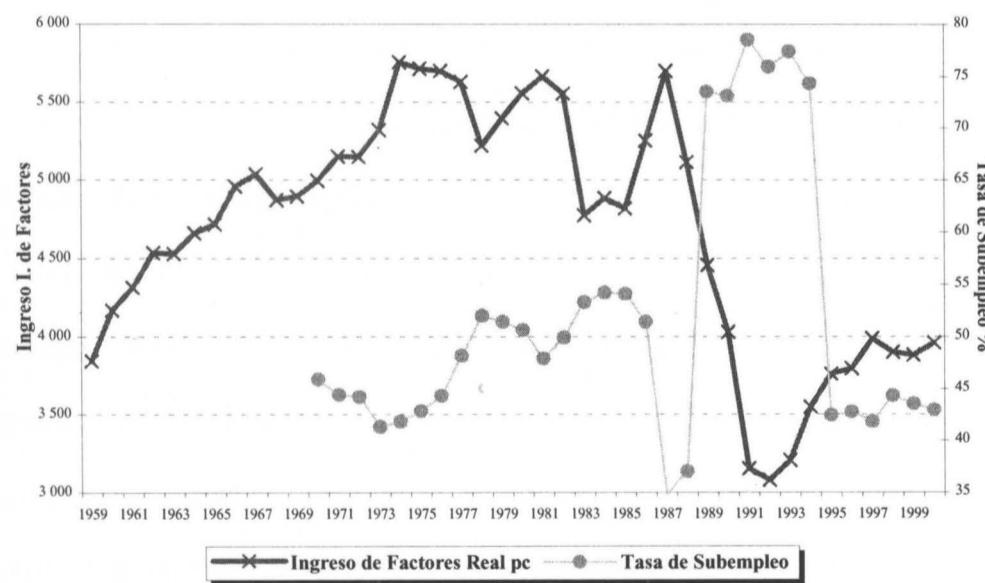
A pesar de las virtudes intuitivas de la tasa de subempleo como variable representativa de la proporción de la población sujeta a restricción de liquidez en el caso peruano sólo contamos con información sobre esta variable desde el año 1970, lo que dificulta su utilización.

GRAFICO No. 4.7A
EVOLUCION LA TASA DE SUBEMPLEO Y DEL CONSUMO PRIVADO
REAL PER CAPITA EN NUEVOS SOLES DE 1994



Fuente: Instituto Nacional de Estadística de Informática, MTPS.

GRAFICO No. 4.7B
EVOLUCION LA TASA DE SUBEMPLEO Y DEL INGRESO INTERNO
DE FACTORES PER CAPITA EN NUEVOS SOLES DE 1994



Fuente: Instituto Nacional de Estadística de Informática, MTPS.

GRAFICO No. 4.7C
EVOLUCION DE LA LIQUIDEZ TOTAL DEL SISTEMA FINANCIERO
PER CAPITA EN NUEVOS SOLES DE 1994 Y DE LA TASA DE SUBEMPLEO



Fuente: Instituto Nacional de Estadística de Informática, MTPS.

4.4.3. El Crédito del Sistema Financiero al Sector Privado:

Debido a la inexistencia de data trimestral de desempleo o subempleo desde 1979, hemos utilizado el crédito del sistema financiero al sector privado como una medida de restricción de liquidez porque es una variable del sector monetario de la cual contamos con una serie de tiempo larga proveniente de una fuente confiable.

Esta variable incluye el crédito tanto en moneda nacional como moneda extranjera proveniente del sistema financiero, conformado por las instituciones del sistema bancario y no bancario. Según la definición del BCRP, el sistema bancario comprende todas las instituciones bancarias que operan en el país. Está integrado por el Banco Central de Reserva del Perú, el Banco de la Nación, la banca múltiple y la antigua banca estatal de fomento. Por su parte, el sistema financiero no bancario está constituido por el conjunto de instituciones financieras no clasificadas como bancos pero que participan en la canalización y captación de recursos. Incluye las compañías de seguros, empresas financieras, mutuales, cooperativas de ahorro y crédito, la Corporación Financiera de Desarrollo, empresas de arrendamiento financiero, fondos de pensiones, empresas de crédito de consumo, cajas rurales de ahorro y crédito y cajas municipales de ahorro y crédito.

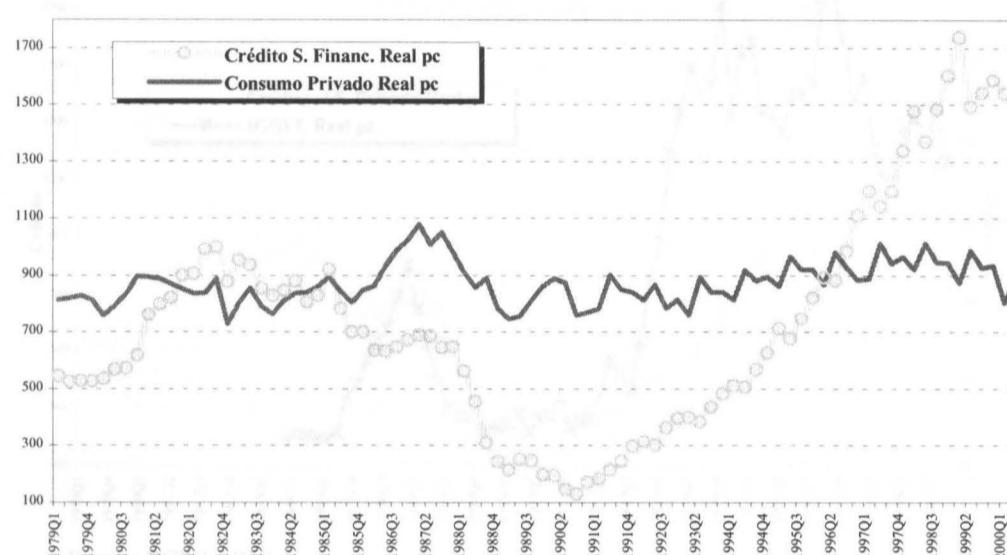
En la Tabla 4.4A se muestra que el crédito tiene una media de 734 y una desviación estándar es 399, ambas en soles de 1994 per cápita; siendo la desviación estándar muy amplia respecto a la media. En el Gráfico 4.8A se presenta la evolución del crédito al sector privado per cápita y el consumo per cápita; como se puede observar, no se puede asegurar una relación positiva clara entre ambas variables. Mientras el crédito, luego de encontrar su pico en 1982.III cae a su nivel más bajo de la muestra en 1990.III para luego crecer ininterrumpidamente hasta alcanzar su nivel más alto en 1999.I, el consumo se mantiene relativamente estable, fluctuando con una media de 873 soles de 1994 per cápita y una desviación estándar de 74. El coeficiente de correlación simple entre ambas variables es 0.4, confirmando nuestra observación inicial. Asimismo, en el Gráfico 4.8B se puede observar el comportamiento del crédito y del ingreso privado. El coeficiente de correlación entre ambas variables es de 0.32, lo que nos ofrece un margen de libertad para tratar ambas variables conjuntamente como regresores en nuestro modelo de predicción del consumo. El coeficiente de correlación con el IGBVL es de 0,61, en el Gráfico 4.8C se muestra la trayectoria conjunta de ambas variables.

4.5. Variables Auxiliares

4.5.1. *La Población:*

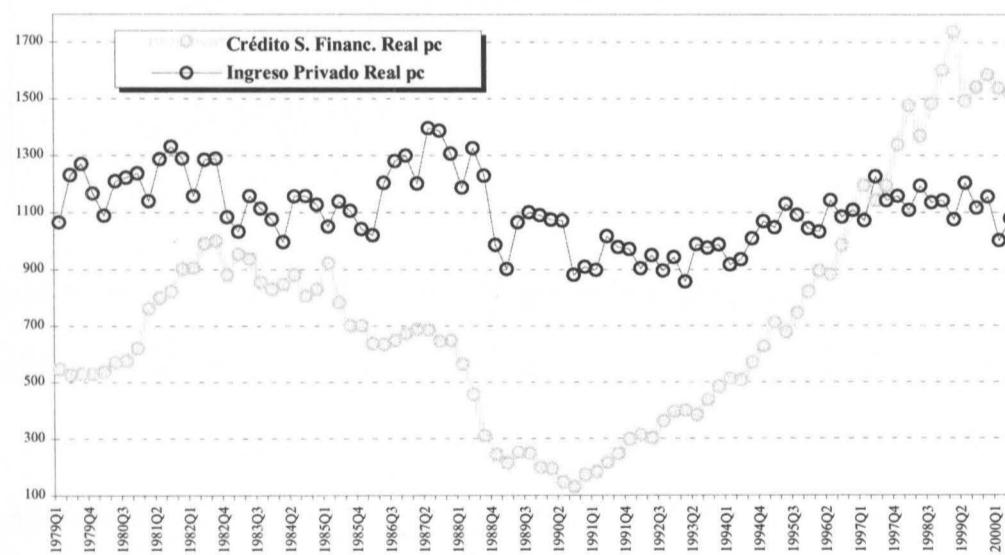
Según la definición del INEI la población de un país incluye a todas las personas que viven en él, sean nacionales o extranjeros. El crecimiento

GRAFICO No. 4.8A
EVOLUCION DEL CREDITO DEL SISTEMA FINANCIERO AL
SECTOR PRIVADO Y DEL CONSUMO PRIVADO
EN NUEVOS SOLES DE 1994 PER CAPITA



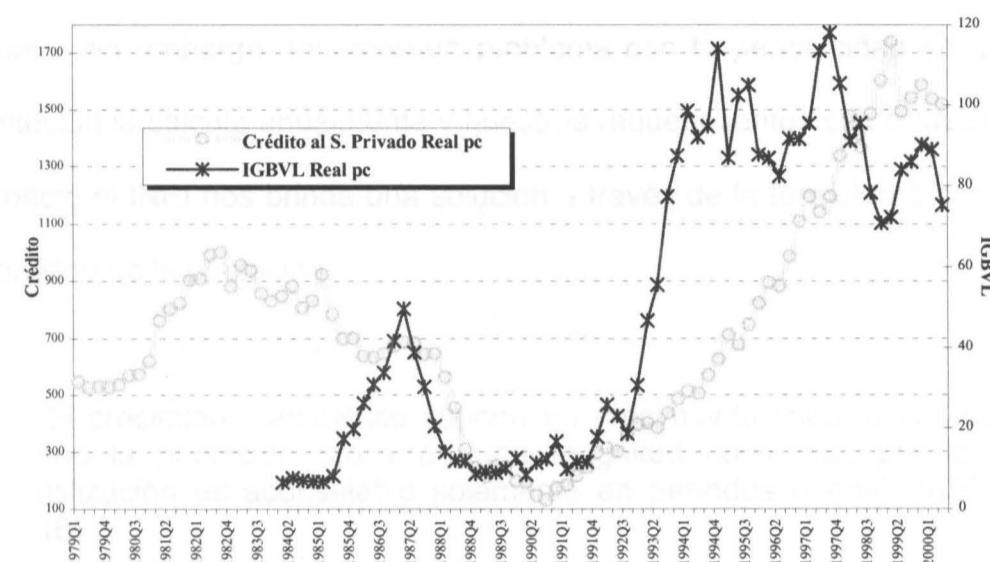
Fuente: BCRP y Fondo Monetario Internacional, Financial Information System.

GRAFICO No. 4.8B
EVOLUCION DEL CREDITO TOTAL DEL SISTEMA FINANCIERO Y
DEL INGRESO PRIVADO
EN NUEVOS SOLES DE 1994 PER CAPITA



Fuente: BCRP y Fondo Monetario Internacional, Financial Information System.

GRAFICO No. 4.8C
EVOLUCION DEL CREDITO DEL S. FINANCIERO AL SECTOR PRIVADO
Y DEL IGBVL PER CAPITA EN NUEVOS SOLES DE 1994



Fuente: BCRP y BVL.

poblacional es positivo cuando los nacimientos e inmigraciones superan a las defunciones y emigraciones. El INEI provee los datos consignados en este trabajo; sin embargo, tenemos un problema con la periodicidad ya que esta institución la calcula anualmente y nuestros requerimientos son trimestrales. Al respecto el INEI nos brinda una solución a través de la fórmula de crecimiento aritmético de la población:

"El crecimiento aritmético supone un crecimiento lineal o sea que cada año la población crece en una magnitud constante, por lo que su utilización es aconsejable solamente en períodos cortos" (INEI, 1998c: 16)

Continuando con el argumento: "El empleo de una línea recta para medir el cambio poblacional, supone que la población ha aumentado (o disminuido) en una cantidad promedio constante durante todo el período de observación". La ecuación que describe este tipo de crecimiento es:

$$(4.6) \quad N_t = N_0 + \Delta_t$$

Donde N_0 y N_t son la población al inicio y al final del período; Δ es el volumen constante de cambio anual y t es el tiempo entre el inicio y el final del período. En las Tablas Anexas 1 y 2 se pueden observar las series anuales y trimestrales de la población las cuales siempre tienen una tendencia creciente.

Dichas series así construidas tienen la propiedad de “aplanar” los valores per cápita moderando o eliminando la tendencia creciente de las variables reales.

Al dividir las series reales por estas series de población, los valores tempranos se ven incrementados, mientras que los valores de los años más recientes se ven disminuidos, “allanándose” las series reales por habitante.

CAPITULO 5

HALLAZGOS EMPIRICOS

En esta sección haremos una evaluación econométrica de las principales implicancias de la hipótesis de Hall utilizando los modelos estudiados en el capítulo 3 los cuales nos permiten alcanzar resultados más robustos en el trabajo empírico de verificación de hipótesis; y la información estadística sistematizada en el capítulo 4.

Así, en las cuatro primeras secciones discutiremos el concepto de estacionariedad e integración, utilizaremos estos conceptos para analizar las características estocásticas de nuestras series anuales y trimestrales. En el caso de las series consumo e ingreso, también analizaremos el proceso generador de las series de tiempo siguiendo la metodología de Box – Jenkins (1976). En la quinta sección, llevaremos a cabo el test de exceso de sensibilidad del consumo respecto a variables representativas del ingreso y la

riqueza de los consumidores, tomando en cuenta los problemas econométricos relacionados con las raíces unitarias. También se analiza la existencia de restricción de liquidez en los consumidores y se calcula el porcentaje de la población que estaría sujeta a esta restricción.

5.1. Series Estacionarias e Integradas: Definiciones

Una serie de tiempo y_t se dice que es *estacionaria* o *estacionaria en covarianzas*, si cumple las siguientes condiciones:

- i. La media de la serie es una constante finita $E[y_t] = \mu$, para todo t , tal que: $E[y_t] = E[y_{t+k}]$ para cualesquiera t y k .
- ii. La varianza de la serie es una constante finita $Var[y_t] = \sigma_y^2$ para todo t , tal que: $Var[y_t] = Var[y_{t+k}]$ para todo t y k .
- iii. La covarianza de la serie, para intervalos de longitud k es una constante finita, es decir: $Cov(y_t, y_{t+k}) = E[(y_t - \mu)(y_{t+k} - \mu)] = \gamma_k$, tal que: $Cov(y_t, y_{t+k}) = Cov(y_{t+m}, y_{t+m+k})$, para todo t, k y m .

Entonces, un proceso es estacionario en covarianzas si su media y todas sus autocovariaciones no son afectadas a lo largo del tiempo. Esta definición implica que el efecto de un *shock* sobre la variable tiene un efecto transitorio y no permanente, diluyéndose con el paso del tiempo.

Del mismo modo, sea X_t una serie de tiempo cualquiera, definida en observaciones sujetas a una periodicidad dada, dícese que la serie está integrada en un orden d -ésimo, denotado por $X_t \sim I(d)$, si y sólo si, al tomar una d -ésima diferencia ésta se hace estacionaria.

En un proceso AR(1), que en su versión general incluye una constante y una tendencia determinística como en (5.1):

$$(5.1) \quad y_t = \alpha + \beta t + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$$

se dice que la serie de tiempo y_t tiene una raíz unitaria cuando no se puede rechazar la hipótesis nula $H_0: \rho=1$.

El test más popular de detección de raíces unitarias, el test de Dickey-Fuller (DF) transforma ligeramente el modelo (5.1) utilizando sus primeras diferencias, así:

$$(5.2) \quad \Delta y_t = \alpha + \beta t + \nu y_{t-1} + \varepsilon_t$$

donde $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$ es independiente en el tiempo; y transforma la hipótesis de existencia de al menos una raíz unitaria en el proceso y_t que se deriva del modelo (5.1) en la siguiente $H_0: \nu = 0$, donde $\nu=\rho-1$. Entonces, se dice que y_t

tiene al menos una raíz unitaria cuando el test DF mediante la utilización del método MCO no puede rechazar la hipótesis nula.

El test Dickey-Fuller Aumentado (DFA) permite asegurar la inexistencia de autocorrelación en el término de error añadiendo rezagos de la diferencia de y_t en la regresión anterior, así:

$$(5.3) \quad \Delta y_t = \alpha + \beta t + \nu y_{t-1} + \sum_i \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

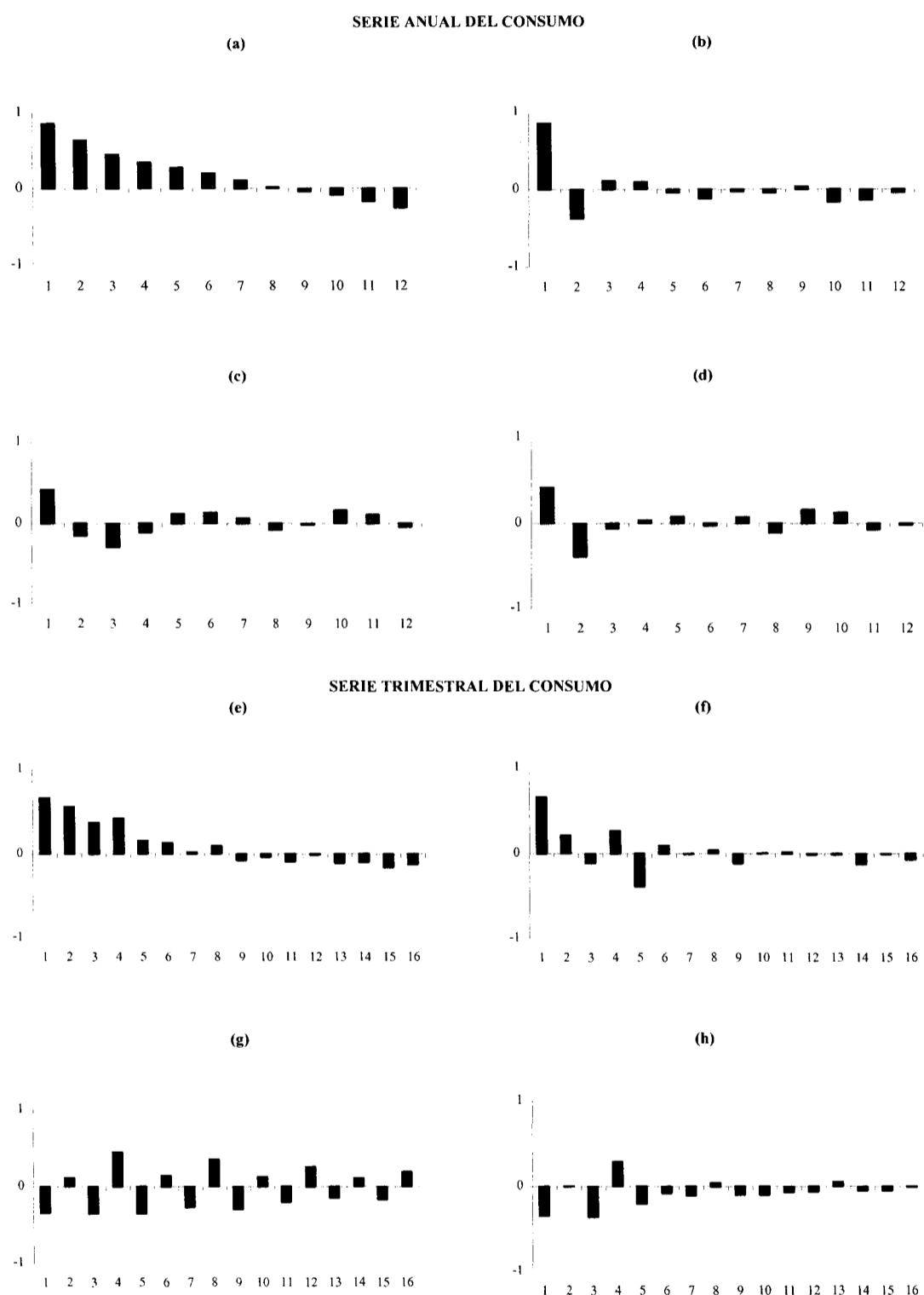
Donde la hipótesis nula es similar a la anterior $H_0: \nu = 0$ y la hipótesis alternativa $H_1: \nu \neq 0$ implica estacionariedad.

5.2. Proceso Generador de la Serie Consumo Privado

5.2.1. Identificación del Proceso Univariante de la Serie Anual del Consumo

Como se puede ver en el correlograma de la serie consumo en niveles que se muestra en los paneles (a) y (b) del Gráfico 5.1, el valor estimado del coeficiente del primer rezago de la FAS es 0,86, mostrando que es estadísticamente significativo. También se observa que la significación estadística del segundo rezago, cuyo valor es 0,63, no puede ser afirmada ni negada categóricamente.

GRAFICO No. 5.1
CORRELOGRAMAS



Notas:

En los paneles (a) y (b) se muestran la FAS y la FAP de la serie anual del consumo en niveles.

En los paneles (c) y (d) se muestran la FAS y la FAP de la primera diferencia de la serie anual del consumo.

En los paneles (e) y (f) se muestran la FAS y la FAP de la serie trimestral del consumo en niveles.

En los paneles (g) y (h) se muestran la FAS y la FAP de la primera diferencia de la serie trimestral del consumo.

En la primera fila de la Tabla 5.1 se muestra los resultados del test DFA aplicado a la serie anual del consumo per cápita, la cual no puede rechazar la presencia de al menos una raíz unitaria al 5% de probabilidad. Mediante las guías de selección de modelos como el criterio de información de Akaike (AIC) y el criterio Bayesiano de Schwarz (SBC), que muestran valores mínimos en este caso, hemos escogido una especificación del test DFA que tiene una constante y dos rezagos de la primera diferencia del consumo para asegurar la independencia del término de error de la regresión auxiliar. Llegamos entonces a la conclusión que la serie anual del consumo agregado per cápita es una serie integrada de primer orden.

La segunda fila de la Tabla 5.1 muestra los resultados del test DFA para la primera diferencia del consumo. Nótese que el valor del estadístico DFA en valor absoluto supera el valor calculado de Mc Kinnon con lo cual se asegura que no existe una nueva raíz unitaria en la serie consumo y se puede afirmar que ésta es integrada de primer orden. Nuevamente, la especificación del modelo se realizó teniendo en cuenta los criterios de selección de modelos y en este caso no tienen constante ni tendencia, lo que concuerda con el modelo planteado para la serie en niveles.

El segundo paso es identificar el proceso generador de esta serie para ratificar si la data peruana se comporta según el modelo original planteado por Hall. Con este objetivo, trataremos de hallar el modelo ARIMA que está detrás de la

TABLA No. 5.1
ANALISIS DE RAICES UNITARIAS
TEST DE DICKEY - FULLER AUMENTADO
SERIES ANUALES

VARIABLE	PARAMETROS	ESTADISTICO DFA	%	VALORES CRITICOS DE MC KINNON	Nº DE OBS.
1. Consumo	Constante No Tendencia Rezagos 2	-2,2351	1 5 10	-3,6067 -2,9378 -2,6069	39
2. D(Consumo)	No Constante No Tendencia Rezagos 1	-4,9640	1 5 10	-2,6227 -1,9495 -1,6202	39
3. IIF	No Constante No Tendencia Rezagos 1	-0,3823	1 5 10	-2,6211 -1,9492 -1,6201	40
4. D(IIF)	No Constante No Tendencia Rezagos 0	-4,4584	1 5 10	-2,6211 -1,9492 -1,6201	40
5. Crédito	Constante No Tendencia Rezagos 1	-2,5686	1 5 10	-3,6019 -2,9358 -2,6059	40
6. D(Crédito)	No Constante No Tendencia Rezagos 0	-3,5647	1 5 10	-2,6211 -1,9492 -1,6201	40
7. Desempleo	Constante Tendencia Rezagos 0	-2,6962	1 5 10	-4,2023 -3,5247 -3,1931	40
8. D(Desempleo)	No Constante No Tendencia Rezagos 0	-6,9389	1 5 10	-2,6227 -1,9495 -1,6202	39
9. Liquidez	Constante No Tendencia Rezagos 1	-2,1351	1 5 10	-3,6019 -2,9358 -2,6059	40
10. D(Liquidez)	No Constante No Tendencia Rezagos 0	-5,3726	1 5 10	-2,6211 -1,9492 -1,6201	40
11. Subempleo	Constante No Tendencia Rezagos 0	-2,1207	1 5 10	-3,6661 -2,9627 -2,6200	30
12. D(Subempleo)	No Constante No Tendencia Rezagos 5	-3,8411	1 5 10	-2,6649 -1,9559 -1,6231	24

Nota:

El test DFA contrasta la H_0 : "Existe al menos una raíz unitaria". Para rechazar esta hipótesis el valor del estadístico DFA debe ser superior a los valores de la tabla de Mc Kinnon.

Los parámetros que aparecen en la columna correspondiente se han utilizado para especificar la regresión auxiliar del test DFA. Estos se han incluido de modo de alcanzar que los residuos de esta regresión sean estacionarios y que los criterios de selección de modelos de Akaike y Schwarz muestren valores mínimos.

serie consumo o, análogamente, el modelo ARMA que representa mejor la primera diferencia de la serie consumo.

El gráfico de la variación del consumo muestra un patrón autorregresivo, los períodos en que dicha variable está por encima o debajo de su media muestral a veces son prolongados, siendo la media muestral de 17,88. Además, como se puede observar en los paneles (c) y (d) del Gráfico 5.1, en el correlograma de la variación del consumo sólo es significativo el primer rezago en la FAS, mientras que la FAP muestra los dos primeros rezagos significativos, lo que nos induciría a pensar que los procesos ARIMA(2,1,0) o ARIMA(0,1,1) pueden representar esta serie. En la Tabla 5.2 mostramos que el consumo seguiría un proceso ARIMA(0,1,1) que explicaría eficientemente el correlograma además de tener mayor poder predictivo. Los estadísticos AIC y SBC muestran los mínimos valores comparados con el modelo rival. Los residuos de este procedimiento no muestran ninguna evidencia de estructura adicional en su correlograma ni en los estadísticos Q.

Tabla No. 5.2
IDENTIFICACION DEL PROCESO GENERADOR DE LA PRIMERA
DIFERENCIA DE LA SERIE ANUAL DEL CONSUMO

<u>Variable</u>	<u>Coeficiente</u>	<u>t- Student</u>	<u>Prob.</u>
MA(1)	0,5607 (0,1309)	4,2833	0,0001
AIC	13,2102		
SBC	13,2520		
Número de observaciones:	41		

El error estándar aparece debajo del coeficiente estimado.

Entonces, la serie anual del consumo real per capita seguiría el proceso ARIMA (0,1,1), que puede ser representado de la siguiente manera:

$$(5.4) \quad \begin{aligned} C_t - C_{t-1} &= u_t \\ u_t &= (1 + 0,56L)\varepsilon_t \end{aligned}$$

Como señalamos en el capítulo 3, Mankiw (1982) ha mostrado que en la presencia de bienes durables, una serie temporal del consumo consistente con la teoría del ingreso permanente bajo expectativas racionales puede seguir un proceso ARMA(1,1) o en todo caso un proceso ARIMA(0,1,1) si esta serie tiene una raíz unitaria, como en nuestro caso. Sin embargo, el estimado del parámetro que acompaña a la parte media móvil no es consistente con la ecuación 3.2, que dice que éste debe ser negativo y corresponder con la tasa de depreciación del stock de bienes durables. Según nuestro cálculo, en este caso dicha tasa sería de 156% anual, lo cual es incongruente y queda sujeto a revisión.

5.2.2. Identificación del Proceso Univariante de la Serie Trimestral del Consumo

Un análisis del correograma de la data de consumo real per cápita trimestral nos permite observar que el primer coeficiente de la FAS es 0,66 y que tiende a decrecer, dejando de ser significativo en el quinto rezago; aunque luego vuelve a hacerse significativo en períodos tardíos, lo cual es un indicio de la existencia

de un patrón estacional en la serie como se muestra en los paneles (e) y (f) del Gráfico 5.1. La FAP muestra que el primer rezago, el segundo en el límite, el cuarto y el quinto afectan directamente al consumo presente (los coeficientes son 0,66, 0,21, 0,26 y -0,39).

En la primera fila de la Tabla 5.3 se muestra el test DFA especificado con una constante y cuatro rezagos, el cual rechaza que la serie consumo trimestral per cápita sea integrada al 5% de probabilidad aunque no al 1% como se desprende de la comparación del estadístico DFA de sus respectivos valores en la tabla de Mc Kinnon. Dicha especificación del test asegura que los residuos de dicha regresión auxiliar estén distribuidos independientemente al no existir ninguna correlación temporal con sus rezagos. Además, los valores de los estadísticos AIC y SBC son mínimos comparados con otras especificaciones.

El test DFA aplicado a la serie de consumo desestacionalizada mediante el comando SAR del programa EViews muestra resultados similares a los conseguidos mediante la serie original. Dicho test rechaza la existencia de al menos una raíz unitaria al 5% de probabilidad más no así al 1%. Una vez más cuatro es el número óptimo de rezagos a ser incluidos en la regresión auxiliar, mientras que la inclusión de una constante es estadísticamente significativa. Los resultados se observan en la segunda fila de la Tabla 5.3.

TABLA No. 5.3
ANALISIS DE RAICES UNITARIAS
TEST DE DICKEY - FULLER AUMENTADO
SERIES TRIMESTRALES

VARIABLE	PARAMETROS	ESTADISTICO DFA	%	VALORES CRITICOS DE MC KINNON	Nº DE OBS.
1. Consumo	Constante No Tendencia Rezagos 4	-3,4633	1 5 10	-3,5121 -2,8972 -2,5855	81
2. Consumo Desestacionalizado	Constante No Tendencia Rezagos 4	-3,2259	1 5 10	-3,5164 -2,8991 -2,5865	77
3. Ingreso Privado	No Constante No Tendencia Rezagos 5	-0,4529	1 5 10	-2,5919 -1,9443 -1,6179	80
4. D(Ingreso Privado)	No Constante No Tendencia Rezagos 4	-4,8492	1 5 10	-2,5919 -1,9443 -1,6179	80
5. Crédito	No Constante No Tendencia Rezagos 4	-0,0297	1 5 10	-2,5915 -1,9442 -1,6178	81
6. D(Crédito)	No Constante No Tendencia Rezagos 3	-2,2623	1 5 10	-2,5915 -1,9442 -1,6178	81
7. IGBVL	No Constante No Tendencia Rezagos 0	0,0343	1 5 10	-2,5983 -1,9454 -1,6184	65
8. D(IGBVL)	No Constante No Tendencia Rezagos 0	-7,1691	1 5 10	-2,5989 -1,9455 -1,6184	64
9. Liquidez	Constante Tendencia Rezagos 5	-0,3284	1 5 10	-4,0756 -3,4659 -3,1593	80
10. D(Liquidez)	No Constante No Tendencia Rezagos 0	-8,1748	1 5 10	-2,5906 -1,9440 -1,6178	84

Nota:

El test DFA contrasta la H_0 : "Existe al menos una raíz unitaria". Para rechazar esta hipótesis el valor del estadístico DFA debe ser superior a los valores de la tabla de Mc Kinnon.

Los parámetros que aparecen en la columna correspondiente se han utilizado para especificar la regresión auxiliar del test DFA. Estos se han incluido de modo de alcanzar que los residuos de esta regresión sean estacionarios y que los criterios de selección de modelos de Akaike y Schwarz muestren valores mínimos.

Una vez más como lo demostró Mankiw (1982), la teoría no exige que el consumo siga necesariamente una “ruta aleatoria”, esto depende de las magnitudes de la prisa en el consumo y de la tasa de interés que se presumen constantes en el modelo. Si ambas son iguales, entonces el consumo sigue una ruta aleatoria, pero en caso contrario el proceso generador puede ser un AR(1) como es el caso de nuestra serie trimestral.

¿A qué se debe que la serie anual del consumo posea una raíz unitaria según los resultados del test DFA y que el mismo procedimiento muestre que la serie trimestral no la tenga?, La respuesta se halla en que la información de ambos conjuntos de datos son diferentes. Mientras que la serie anual abarca un período de 40 años que va de 1969 a 2000 y cuenta con sólo 32 datos, la serie trimestral cubre un período de sólo 21 años desde 1979.I a 2000.II y alcanza 86 datos. Como vemos, las series son diferentes y nada asegura que las características estocásticas de ambas sean similares.

Como mencionamos anteriormente, las características del correlograma para la serie trimestral del consumo muestran que la FAS decrece rápidamente, mientras que el primer y el segundo coeficiente de la FAP son significativos y los valores tercero y cuarto, que también son significativos, pueden asociarse al componente estacional de la serie. La representación parsimoniosa del proceso generador de la serie consumo, seleccionado según el procedimiento usual, se muestra en la Tabla 5.4.

Tabla No. 5.4
IDENTIFICACION DEL PROCESO GENERADOR DE LA
SERIE TRIMESTRAL DEL CONSUMO

Variable	Coefficiente	t- Student	Prob.
Constante	879,0577 (25,7127)	34,1876	0,0000
AR(1)	1,4663 (0,2168)	6,7611	0,0000
AR(2)	-0,6245 (0,1444)	-4,3224	0,0000
MA(1)	-0,7130 (0,2462)	-2,8958	0,0050
SAR(4)	0,5861 (0,1121)	5,2254	0,0000
AIC	10,7362		
SBC	10,8850		
F-statistic	24,4723		
Prob(F-statistic)	0,0000		
Número de observaciones:	80		

El error estándar aparece debajo del coeficiente estimado.

Con esta representación univariante obtenemos residuos que no muestran signos de ninguna estructura adicional. La identificación del proceso generador de la serie trimestral del consumo per cápita nos lleva a especificar un modelo ARMA(2,1), de la siguiente manera:

$$(5.5) \quad C_t = 879,06 + u_t \\ (1 - 1,47L + 0,62L^2)u_t = (1 - 0,71L)(1 + 0,59L^4)\varepsilon_t$$

O lo que es lo mismo:

$$(5.6) \quad C_t = -131,86 + 1,47C_{t-1} - 0,62C_{t-2} + \varepsilon_t - 2,90\varepsilon_{t-1} + 5,23\varepsilon_{t-4} - 15,17\varepsilon_{t-5}$$

La ecuación propuesta nos dice que el consumo recibe influencias del consumo rezagado hasta dos períodos. Además, contiene un componente de medias

móviles que incluye un rezago y otros dos que recogen influencias del cuarto y quinto períodos que están relacionados con la corrección estacional de la serie.

Esta identificación del proceso generador de la serie consumo también puede conciliar con el comportamiento predicho por una variación de la teoría en donde se incluye un *stock* deseado de bienes durables el cual es proporcional al ingreso permanente y ante la presencia de costos de ajuste.

5.3. Proceso Generador de la Serie Ingreso

5.3.1. Identificación del Proceso Univariante de la Serie Anual del Ingreso

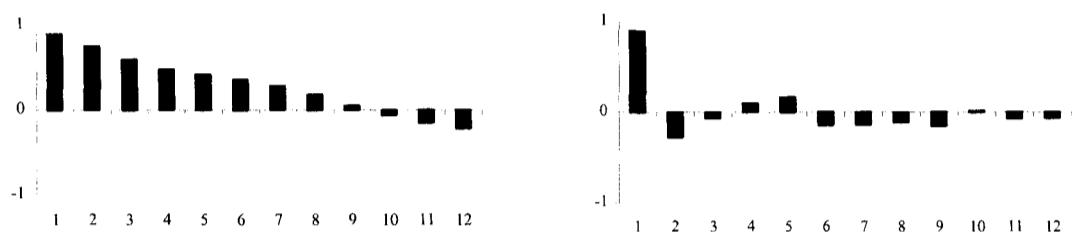
Inspeccionando el gráfico de la serie anual del Ingreso Interno de Factores (IIF), vemos que ésta tiene una tendencia ascendente al inicio y luego acusadamente descendente a lo largo del período. El correlograma muestra que la FAC decae constantemente, anulándose en el séptimo período; sin embargo, posteriormente, en períodos más alejados vuelven a hacerse significativos para luego anularse otra vez, lo cual indicaría la presencia de un comportamiento cíclico en esta serie. Por su parte, la FAP sólo muestra el primer rezago estadísticamente significativo cuyo valor estimado es 0,90. Ambas funciones serían indicios de un proceso AR(1) subyacente a los datos como se aprecia en los paneles (a) y (b) del Gráfico 5.2.

GRAFICO No. 5.2
CORRELOGRAMAS

SERIE ANUAL DEL INGRESO INTERNO DE FACTORES

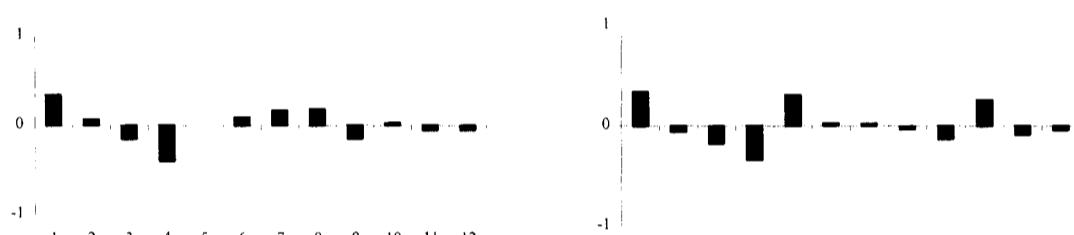
(a)

(b)



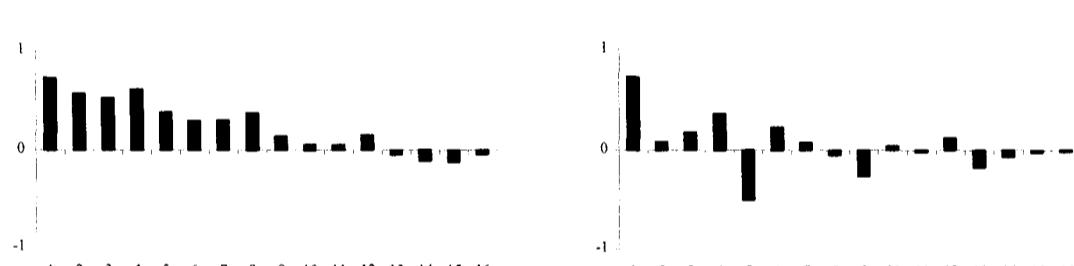
(c)

(d)



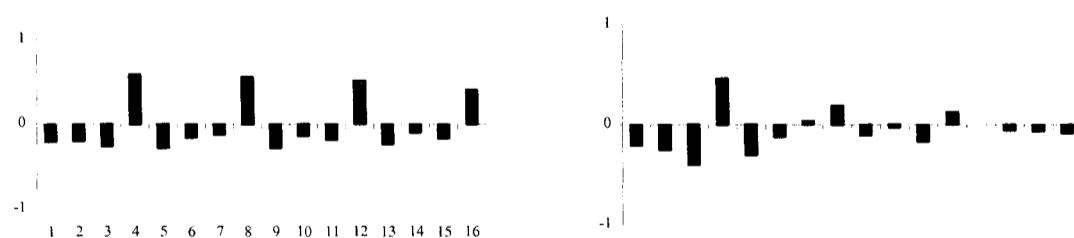
(e)

(f)



(g)

(h)

**Notas:**

En los paneles (a) y (b) se muestran la FAS y la FAP de la serie anual del IIF en niveles.

En los paneles (c) y (d) se muestran la FAS y la FAP de la primera diferencia de la serie anual del IIF.

En los paneles (e) y (f) se muestran la FAS y la FAP de la serie trimestral del ingreso privado en niveles.

En los paneles (g) y (h) se muestran la FAS y la FAP de la primera diferencia de la serie trimestral del ingreso privado.

El test DFA para la variable IIF que se muestra en la tercera fila de la Tabla 5.1 muestra que se acepta la hipótesis de existencia de al menos una raíz unitaria.

El valor del estadístico construido con un rezago de la variación de IIF es inferior en valor absoluto que los valores de las tablas de Mc Kinnon. La cuarta fila de la misma Tabla 5.1 muestra el test DF para las variaciones de IIF el cual rechaza al 5% la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria, con lo que descartamos la posibilidad de una segunda diferenciación para esta variable.

Tenemos entonces que esta serie es I(1).

En los paneles (c) y (d) del Gráfico 5.2 se muestra el correlograma de la primera diferencia de la serie IIF en el cual se observa que el primer y cuarto rezago de la FAC son significativos; mientras que el primero, cuarto y quinto rezagos son estadísticamente significativos en la FAP. Esto indica una estructura estocástica adicional como un proceso MA(4) y la especificación queda como un ARIMA (1,1,4). Los resultados se aprecian en la Tabla 5.5.

Tabla No. 5.5
IDENTIFICACION DEL PROCESO GENERADOR DE LA PRIMERA
DIFERENCIA DE LA SERIE ANUAL DEL INGRESO
INTERNO DE FACTORES

Variable	Coefficiente	Error Std.	Prob.
AR(1)	0,6722	0,1240	0,0000
MA(1)	-0,3275	0,1098	0,0050
MA(4)	-0,6427	0,1103	0,0000
AIC	14,0400		
SBC	14,1667		
F-statistic	8,4731		
Prob(F-statistic)	0,0009		
Número de observaciones:	40		

El modelo estimado para el Ingreso Interno de Factores sería:

$$(5.7) \quad \begin{aligned} Y_t - Y_{t-1} &= u_t \\ (1 - 0,67L)u &= (1 - 0,33L)(1 - 0,64L^4)\varepsilon_t \end{aligned}$$

Lo que puede ser reexpresado así:

$$(5.8) \quad Y_t = 1,67Y_{t-1} - 0,67Y_{t-2} + \varepsilon_t - 0,33\varepsilon_{t-1} - 0,64\varepsilon_{t-4} + 0,21\varepsilon_{t-5}$$

Esta identificación nos dice que para predecir el ingreso, los individuos utilizan información proveniente hasta de cinco períodos anteriores. Además, la influencia del primer rezago se magnifica ya que el parámetro que acompaña al ingreso rezagado es 1,67, aunque esta es milderada por el signo negativo del primer rezago de la parte MA. El segundo rezago del ingreso también ejerce gran influencia, aunque en este caso dicha influencia tiene signo negativo. Todo esto configura un estimado del ingreso permanente con menor varianza que el ingreso corriente.

5.3.2. Identificación del Proceso Univariante de la Serie Trimestral del Ingreso Privado

La inspección visual del correlograma de la serie trimestral de la variable que hemos construido para medir el ingreso disponible por parte de los

consumidores y que hemos llamado ingreso privado muestra que el valor del primer rezago de la FAS es 0,726, valor relativamente alto que decrece constantemente y se anula en el noveno período, como se aprecia en los paneles (e) y (f) del Gráfico 5.2. Del mismo modo, el primer rezago de la FAP es decididamente significativo en además del cuarto y quinto, que por analogía con el caso de la serie trimestral del consumo puede deberse al componente estacional que suele estar presente en las series macroeconómicas de esta periodicidad.

El test DFA que hemos especificado para determinar si existe una raíz unitaria en la serie trimestral per cápita del ingreso privado incluye cinco rezagos de la variación del ingreso según los criterios de selección de modelos de Akaike (AIC) y Schwarz (SBC). Luego de verificar que los residuos de la regresión auxiliar no contienen mayor estructura adicional, presentamos los resultados que aparecen en la tercera fila de la Tabla 5.3.

Los resultados que se obtienen muestran que al 5% se acepta la hipótesis de existencia de al menos una raíz unitaria. Del mismo modo, la prueba DFA para la posible existencia de una segunda raíz unitaria de la serie ingreso privado es rechazada para todos los niveles de probabilidad importantes. Estos hallazgos pueden observarse en la cuarta fila de la Tabla 5.3.

Dados estos resultados debemos especificar un modelo ARIMA para identificar el proceso generador de la primera diferencia de esta serie. Si corregimos el

componente estacional de la serie mediante los comandos SAR y SMA del EViews, vemos que el correlograma de los residuos no muestran ninguna estructura adicional con lo que obtendríamos que el ingreso privado sigue un proceso de ruta aleatoria, como se puede observar en la Tabla 5.6.

Tabla No. 5.6
IDENTIFICACION DEL PROCESO GENERADOR DE LA PRIMERA
DIFERENCIA DE LA SERIE TRIMESTRAL DEL INGRESO
PRIVADO

<u>Variable</u>	<u>Coeficiente</u>	<u>Error Std.</u>	<u>Prob.</u>
SAR(4)	0,9662	0,0170	0,0000
	-0,9176	0,0256	0,0000
SMA(4)			
AIC	11,0061		
SBC	11,0652		
F-statistic	114,4001		
Prob(F-statistic)	0,0000		
Número de observaciones:	81		

El modelo final para la serie ingreso privado es un ARIMA(0,1,0), que, teniendo en cuenta el componente estacional, puede ser descrito como sigue:

$$(5.9) \quad \begin{aligned} Y_t - Y_{t-1} &= u_t \\ (1 - 0,97L^4)u_t &= (1 - 0,92L^4)\varepsilon_t \end{aligned}$$

Lo que puede ser reexpresado de la siguiente manera:

$$(5.10) \quad Y_t = Y_{t-1} + 0,97Y_{t-4} - 0,97Y_{t-5} + \varepsilon_t - 0,92\varepsilon_{t-4}$$

De esta ecuación, los elementos Y_{t-4} , Y_{t-5} y ε_{t-4} están ligados al proceso de corrección de la estacionalidad propio de gran parte de las series de tiempo macroeconómicas de periodicidad trimestral.

Una vez más, es difícil establecer una relación entre el comportamiento de la serie trimestral desde 1979-I a 2000-II y la serie anual del ingreso que abarca el período entre 1960 y 2000. El hecho que los procesos ARIMA que caracterizan sus comportamientos sean distintos se explica por la diferencia en los períodos que incluyen y por que la serie trimestral, siendo más corta, contiene más información. Vemos que, en general, se mantiene las principales características como la presencia de raíces unitarias en las series, más no así los procesos ARIMA que los caracterizan.

5.4. Orden de Integración de Otras Series de Tiempo

En la Tabla 5.1 se aprecia las diferentes especificaciones de la prueba de detección de raíces unitarias para nuestras series anuales. Se ha utilizado el mismo procedimiento para detectar la presencia de raíces unitarias en el resto de series de tiempo que las utilizadas para estudiar las series consumo e ingreso. Es decir, se ha utilizado el test DFA, especificando la regresión auxiliar del mismo con los parámetros y rezagos que sean necesarios para asegurar la independencia temporal de sus residuos y obtener los mínimos valores de los criterios de selección de modelos de Akaike y Schwarz. Así tenemos que al 5% de significación los siguientes resultados para las series anuales:

1. Crédito del Sistema Financiero al Sector Privado es I(1)
2. Tasa de Desempleo es I(1)
3. Liquidez Total del Sistema Financiero al Sector Privado es I(1).

Mientras que los resultados encontrados en el caso de las series trimestrales siempre al 5% de significación se pueden observar en la Tabla 5.3 y son los siguientes:

1. Crédito Total del Sistema Financiero al Sector Privado es I(1)
2. Índice General Bolsa de Valores de Lima es I(1)
3. Liquidez Total del Sistema Financiero es I(1)

Aunque somos conscientes que en muchas de las series se presentan uno o más puntos de quiebre en el que la tendencia cambia y que podría tratarse del problema que los economistas llaman “cambio estructural” y ante el cual el test DFA “se confunde” y señala la existencia de raíces unitarias, nosotros no ahondaremos más en el tema por la escasez de grados de libertad que nos impedirían utilizar pruebas más apropiadas.

5.5. Análisis de Exceso de Sensibilidad

5.5.1. Interpretación de las Series Anuales

Empezaremos analizando la existencia de exceso de sensibilidad del consumo frente al ingreso, mediante un test simple que tiene en cuenta la no estacionariedad de las series involucradas y que restringe el valor del parámetro que acompaña al primer rezago del consumo a la unidad. Como notáramos en nuestro análisis de las series temporales, la serie anual del consumo tiene una raíz unitaria, por lo que es plausible realizar la hipótesis que el parámetro que acompaña al primer rezago del consumo es la unidad⁴⁹. La ecuación es la siguiente:

$$(5.11) \quad \Delta c_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_1 \Delta y_{t-2} + \beta_1 \Delta y_{t-3} + u_t$$

En la Tabla 5.7 se observan las regresiones realizadas para determinar la influencia de diversos números de rezagos del ingreso en la predicción del consumo. En todas ellas es consistente la constatación de la influencia del primer rezago de la primera diferencia del IIF en la evolución del consumo. Aunque el valor estimado del parámetro es pequeño 0,25, el intervalo de confianza con 37 grados de libertad al 95% de probabilidad es {0,044397534 , 0,450804466}, el cual excluye la posibilidad de nulidad de este parámetro.

⁴⁹ Sin embargo, como veremos más adelante, en el caso de las series trimestrales no haremos este supuesto y haremos pruebas con parámetros irrestrictos.

Tabla No. 5.7
TEST DE EXCESO DE SENSIBILIDAD

$$\Delta c_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_2 \Delta y_{t-2} + \beta_3 \Delta y_{t-3} + u_t$$

	(1)	(2)	(3)
D(IIF(t-1))	0,3008 0,1020	0,0057 0,1056	0,3142 0,0052
D(IIF(t-2))	-0,1337 0,1080	0,2241 0,1041	-0,1864 0,0817
D(IIF(t-3))	-0,1891 0,1006	0,0688	
Constante	13,3675 29,7388	0,6559 30,4365	17,6040 0,5666
R2	0,2910	0,2093	0,1424
Criterio Información de Akaike	13,3579	13,4058	13,4120
Criterio de Schwarz	13,5302	13,5337	13,4964
F-statistic	4,6521	4,7651	6,3105
Prob(F-statistic)	0,0079	0,0146	0,0164
Número de observaciones:	38	39	40

Variable	Coeficiente	Prob.	Coeficiente	Prob.	Coeficiente	Prob.
D(IIF(t-1))	0,3008 0,1020	0,0057 0,1056	0,3142 0,0052		0,2495 0,0993	0,0164
D(IIF(t-2))	-0,1337 0,1080	0,2241 0,1041	-0,1864 0,0817			
D(IIF(t-3))	-0,1891 0,1006	0,0688				
Constante	13,3675 29,7388	0,6559 30,4365	17,6040 0,5666		16,9008 30,5159	0,5829
R2	0,2910	0,2093	0,1424			
Criterio Información de Akaike	13,3579	13,4058	13,4120			
Criterio de Schwarz	13,5302	13,5337	13,4964			
F-statistic	4,6521	4,7651	6,3105			
Prob(F-statistic)	0,0079	0,0146	0,0164			
Número de observaciones:	38	39	40			

Los errores estándar aparecen debajo del valor de los parámetros.

Para confirmar esta relación en la Tabla 5.8 se muestra la regresión sugerida por Stock y West (1988), la cual es asintóticamente válida y que reproducimos en la ecuación 5.12.

$$(5.12) \quad c_t = b_0 + (b_1 + b_3)c_{t-1} + (b_2 - b_3)\Delta iif_{t-1} + b_3 ahorro_{t-1} + u_t$$

Tabla No. 5.8
TEST DE EXCESO DE SENSIBILIDAD DE STOCK Y WEST (1988)

	<i>c_t</i>				
Variable	Coefficiente	Error Std.	t-student	Prob.	
Consumo(t-1)	0,8028	0,0735	10,9277	0,0000	
D(IIF(t-1))	0,3155	0,0929	3,3969	0,0017	
Ahorro(t-1)	-0,0180	0,0686	-0,2627	0,7943	
Constante	730,0170	234,7356	3,1100	0,0036	
R2	0,8369				
Criterio Información de Akaike	13,2711				
Criterio de Schwarz	13,4399				
F-statistic	61,5962				
Prob(F-statistic)	0,0000				
Número de observaciones:	40				

De esta nueva regresión obtenemos que b_3 , el coeficiente que acompaña al ahorro, no es significativo, con lo que uno de los parámetros de exceso de sensibilidad resultaría estadísticamente nulo. El otro parámetro de exceso de sensibilidad, b_2 , que acompaña a la variable representativa del ingreso del período inmediatamente anterior, resulta estadísticamente significativo ya que proviene de añadir del valor de b_3 , que según el mismo test resulta cero, al parámetro que acompaña el primer rezago de la primera diferencia del ingreso interno de factores. En otras palabras, dado que el estimado de b_3 es nulo,

0,32, el parámetro que acompaña a la primera diferencia del ingreso se constituye en el valor de b_2 , el principal parámetro de exceso de sensibilidad ya que representa la influencia del primer retardo del ingreso en las decisiones de los consumidores fuera del marco teórico de la hipótesis del ingreso permanente bajo expectativas racionales. Este resultado confirma los hallazgos preliminares de las pruebas anteriores y refuerza la idea de que los consumidores ajustan sus gastos de consumo a cambios previstos en sus ingresos.

Habiendo establecido un exceso de sensibilidad del ingreso sobre el consumo, el próximo paso será estudiar la relación entre el consumo y la riqueza, siguiendo la metodología sugerida por Hall. Como explicamos anteriormente, la variable que hemos escogido para representar la riqueza en el caso de nuestras series anuales es la liquidez total del sistema financiero. La formulación general del test se muestra a continuación.

$$(5.13) \quad \Delta c_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta liq_{t-1} + \beta_2 \Delta liq_{t-2} + \beta_3 \Delta liq_{t-3} + u_t$$

Los resultados de estas regresiones que involucran dos, tres y cuatro retardos de la liquidez se presentan en la Tabla 5.9. En estas regresiones obtenemos que el consumo no muestra dependencia lineal de cambios en la liquidez. Según los estadísticos t-Student y F de Fisher, ninguno de los retardos de la liquidez ejerce influencia adicional de manera individual ni agrupados en la toma de decisiones de los consumidores peruanos. Según esto, los individuos

Tabla No. 5.9
CONSUMO Y RIQUEZA: EL EFECTO DE LA LIQUIDEZ

$$\Delta c_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta liq_{t-1} + \beta_2 \Delta liq_{t-2} + \beta_3 \Delta liq_{t-3} + u_t$$

(1) (2) (3)

Variable	Coefficiente	Prob.	Coefficiente	Prob.	Coefficiente	Prob.
D(Liquidez(t-1))	0,2199 0,2344	0,3547 0,2294	0,2329 0,2234	0,3166	0,2554	0,2602
D(Liquidez(t-2))	0,2058 0,2375	0,3923 0,2310	0,1915	0,4125		
D(Liquidez(t-3))	-0,0265 0,2354	0,9111				
Constante	4,1295 34,7255	0,9060 33,6255	8,4949 32,6011	0,8020	13,0033	0,6922
R2	0,0529		0,0526		0,0332	
Criterio Información de Akaike	13,6475		13,5866		13,5318	
Criterio de Schwarz	13,8199		13,7145		13,6162	
F-statistic	0,6325		1,0000		1,3062	
Prob(F-statistic)	0,5992		0,3779		0,2602	
Número de observaciones:	38		39		40	

Los errores estándar aparecen debajo del valor de los parámetros.

Tabla No. 5.10
RESTRICCIÓN DE LIQUIDEZ: LA TASA DE DESEMPLEO

$$\Delta c_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_2 \Delta y_{t-2} + \beta_3 \Delta y_{t-3} + \gamma_1 \Delta d_{t-1} + \gamma_2 \Delta d_{t-2} + \gamma_3 \Delta d_{t-3} + u_t$$

(1) (2) (3)

Variable	Coefficiente	Prob.	Coefficiente	Prob.	Coefficiente	Prob.
D(IIF(t-1))	0,2432 0,1024	0,0242 0,1036	0,2497 0,0987	0,0221	0,2008	0,0503
D(IIF(t-2))	-0,1090 0,1095	0,3274 0,1070	-0,1477 0,1070	0,1772		
D(IIF(t-3))	-0,1396 0,1041	0,1899				
D(Desempleo(t-1))	-1,3187 26,2924	0,9603 0,9800	1,9257 26,5161	0,9426 25,3534	14,1239 59,8465	0,5813 0,0248
D(Desempleo(t-2))	42,0119 26,6246	0,1251 0,0637	53,9314 54,5325	0,0420 0,0440	25,4189 61,7818	25,4080 0,0227
D(Desempleo(t-3))	49,8442 25,8840	0,0637 0,0440	25,9752 25,9752	0,0440 0,0440	25,7972 61,7818	0,0227 0,0227
Constante	-0,7420 29,3716	0,9800 29,7245	-2,2959 29,7245	0,9389 30,1158	-4,0338 0,3363	0,8943 0,8943
R2	0,4101		0,3747		0,3363	
Criterio Información de Akaike	13,3458		13,3500		13,3557	
Criterio de Schwarz	13,6506		13,6112		13,5734	
F-statistic	3,4758		3,7155		4,0527	
Prob(F-statistic)	0,0100		0,0095		0,0091	
Número de observaciones:	37		37		37	

Los errores estándar aparecen debajo del valor de los parámetros.

ajustarían sus niveles de consumo frente a nueva información sobre el valor de sus activos sólo en la medida en que éstos participen en el cálculo de sus expectativas del valor descontado de sus ingresos futuros. El consumo no muestra dependencia frente a cambios en la riqueza que puedan haber sido conocidos con anterioridad por los consumidores y, por lo tanto, ser incorporados en sus previsiones de su ingreso permanente.

Según la discusión del Capítulo 3, es posible que el exceso de sensibilidad del IIF sobre el consumo se deba a la presencia de restricción de liquidez en los consumidores. Para tener en cuenta esto aplicaremos el test que desarrolló Flavin (1985), considerando el orden de integración de las series, como se aprecia en la ecuación 5.14.

$$(5.14) \quad \Delta c_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_2 \Delta y_{t-2} + \beta_3 \Delta y_{t-3} + \gamma_1 \Delta d_{t-1} + \gamma_2 \Delta d_{t-2} + \gamma_3 \Delta d_{t-3} + u_t$$

Donde d representa la tasa de desempleo. Al analizar los resultados de las regresiones que se presentan en la Tabla 5.10, vemos que la influencia directa del primer rezago del ingreso interno de factores en la determinación del consumo se levanta en la tercera regresión, siendo el segundo y tercer rezagos de las variaciones de la tasa de desempleo importantes en la explicación de este resultado al 5% de probabilidad. Asimismo, el test F de significancia grupal indica que no todas las variables incluidas en la regresión pueden ser nulas a la vez, con lo que no se puede rechazar la hipótesis de existencia de restricción

de liquidez, usando a la tasa de desempleo como una variable indicativa de la proporción de la población sujeta a dicha restricción.

Sin embargo, los valores de los parámetros que acompañan a la tasa de desempleo en nuestra prueba empírica no son consistentes con los valores que esperaríamos encontrar de acuerdo a la teoría, ya que nosotros obtenemos valores positivos, mientras que la teoría predice una relación inversa entre la tasa de desempleo y el consumo. Como habíamos mencionado anteriormente, en el caso peruano la tasa de desempleo no está correlacionada de manera importante con el ingreso interno de factores lo cual aumenta el poder de los resultados de nuestra regresión.

Realizaremos una vez más el contraste de exceso de sensibilidad utilizando la tasa de subempleo como una medida de la relevancia de la restricción de liquidez para explicar la supuesta miopía de los consumidores. Los resultados de dicha regresión se muestran en la Tabla 5.11.

Los resultados que obtenemos de estas regresiones, que siguen el mismo procedimiento de la ecuación 5.14, nos indicarían que en ningún caso existe restricción de liquidez en los consumidores ya que en todos ellos los parámetros que acompañan a la tasa de subempleo no superan el test t-student de significancia individual. Por otro lado, la primera diferencia del ingreso interno de factores mantiene su relevancia estadística ante la inclusión de retardos de la tasa de subempleo, salvo cuando se toma en cuenta dos

Tabla No. 5.11
RESTRICCIÓN DE LIQUIDEZ: LA TASA DE SUBEMPLEO

$$\Delta c_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_2 \Delta y_{t-2} + \beta_3 \Delta y_{t-3} + \gamma_1 \Delta se_{t-1} + \gamma_2 \Delta se_{t-2} + \gamma_3 \Delta se_{t-3} + u_t$$

(1) (2) (3)

Variable	Coefficiente	Prob.	Coefficiente	Prob.	Coefficiente	Prob.
D(IIF(t-1))	0,2958	0,0681	0,3468	0,0393	0,3483	0,0384
	0,1534		0,1578		0,1581	
D(IIF(t-2))	-0,1344	0,4085	-0,1729	0,3072		
	0,1592		0,1652			
D(IIF(t-3))	-0,2752	0,0954				
	0,1573					
D(Subempleo(t-1))	2,4391	0,6692	2,3242	0,6973	4,8033	0,3841
	5,6244		5,8938		5,4084	
D(Subempleo(t-2))	-1,3595	0,7999	1,8020	0,7331	4,8473	0,2756
	5,2931		5,2138		4,3356	
D(Subempleo(t-3))	-0,3421	0,9509	4,8940	0,3219	5,9703	0,2195
	5,4903		4,8242		4,7234	
Constante	-26,6112	0,5441	-14,9503	0,7411	-6,6557	0,8812
	43,1241		44,6495		44,0354	
R2	0,3563		0,2578		0,2191	
Criterio Información de Akaike	13,7923		13,8607		13,8375	
Criterio de Schwarz	14,1283		14,1487		14,0774	
F-statistic	1,8453		1,4586		1,5427	
Prob(F-statistic)	0,1410		0,2452		0,2247	
Número de observaciones:	27		27		27	

Los errores estándar aparecen debajo del valor de los parámetros.

Tabla No. 5.12
RESTRICCIÓN DE LIQUIDEZ: EL CREDITO TOTAL DEL SISTEMA FINANCIERO

$$\Delta c_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_2 \Delta y_{t-2} + \beta_3 \Delta y_{t-3} + \gamma_1 \Delta cred_{t-1} + \gamma_2 \Delta cred_{t-2} + \gamma_3 \Delta cred_{t-3} + u_t$$

(1) (2) (3)

Variable	Coefficiente	Prob.	Coefficiente	Prob.	Coefficiente	Prob.
D(IIF(t-1))	0,3212	0,0185	0,3541	0,0147	0,2694	0,0462
	0,1292		0,1374		0,1301	
D(IIF(t-2))	-0,0909	0,5206	-0,2222	0,1155		
	0,1399		0,1373			
D(IIF(t-3))	-0,2982	0,0244				
	0,1260					
D(Crédito(t-1))	-0,1430	0,6587	-0,1774	0,6082	-0,0699	0,8403
	0,3206		0,3426		0,3442	
D(Crédito(t-2))	-0,0675	0,8564	0,1141	0,7700	-0,2550	0,4314
	0,3699		0,3870		0,3202	
D(Crédito(t-3))	0,4710	0,1652	0,0159	0,9565	0,1245	0,6676
	0,3314		0,2886		0,2874	
Constante	9,4883	0,7630	13,7498	0,6824	18,6920	0,5858
	31,1895		33,3000		33,9623	
R2	0,3429		0,2243		0,1608	
Criterio Información de Akaike	13,4397		13,5531		13,5791	
Criterio de Schwarz	13,7414		13,8117		13,7946	
F-statistic	2,6967		1,8502		1,5810	
Prob(F-statistic)	0,0318		0,1311		0,2025	
Número de observaciones:	38		38		38	

Los errores estándar aparecen debajo del valor de los parámetros.

retardos adicionales de sí mismo, pero aún en este caso el test F de significancia grupal rechaza éste como los anteriores modelos planteados lo que nos induciría a pensar que los consumidores son miopes y siguen un patrón de consumo como el keynesiano.

Un hecho que pone en duda los resultados de las regresiones del consumo frente a la tasa de subempleo es la disponibilidad de sólo 26 datos para esta última debido a las graves restricciones de fuentes de información homogéneas y confiables descritas oportunamente. No siendo éste un número óptimo de datos, la estimación de los coeficientes puede no converger a su valor real, haciendo inútiles las pruebas de hipótesis que descansan sobre estas estimaciones. Aunque la escasez de datos no permite aceptar con rigor estos resultados, entre las virtudes que la definición de la tasa de subempleo encierra para reflejar la permanencia y severidad de restricciones de liquidez podemos mencionar que es un indicador estructural que no varía estacionalmente y que depende de las características fundamentales del mercado de trabajo. Además, su definición incluye a aquellas personas que no trabajan un número de horas a la semana considerado adecuado o no perciben un salario que les permita solventar una canasta de bienes de primera necesidad considerada básica. Estas son características importantes para nuestro propósito ya que para acceder a un crédito formal en el Perú es necesario no sólo contar con un empleo sino con un empleo adecuado⁵⁰. Sin embargo, estas regresiones nos

⁵⁰ Aquí nos estamos refiriendo sólo al crédito formal. Nuestro trabajo no se ha centrado en investigar la naturaleza del mercado de crédito nacional, aunque sabemos que además de dicho crédito formal existen créditos informales cuya magnitud desconocemos.

han servido como un ejercicio para explorar una línea de trabajo a ser tomada en cuenta cuando se disponga de información suficiente para abordar la posible existencia de restricciones de liquidez en los consumidores.

Cuando utilizamos el crédito total del sistema financiero al sector privado para representar la existencia de restricciones de liquidez en los consumidores de la misma forma que lo hace la tasa de desempleo en la ecuación 5.14, observamos que se rechaza la existencia de limitaciones de los consumidores en su capacidad de acudir al mercado financiero. En la Tabla 5.12 se obtienen parámetros pequeños y estadísticamente irrelevantes en el modelo restringido que incluye a esta nueva variable representativa de la disponibilidad crediticia de los individuos. Aunque la idea detrás de la inclusión del monto per cápita de crédito total del sistema financiero es que a mayor disponibilidad de crédito en el mercado, los consumidores podrán ajustar sus gastos efectuados a los planes realizados, el sentido de la relación entre la variación del consumo y la variación del crédito no se puede determinar con exactitud de acuerdo a la teoría. La intuición nos tienta a decir que a mayor disponibilidad de efectivo por parte de la población, éstos tienden a consumir más y mejor, pero la teoría nos dice que estas decisiones dependen de las expectativas de los flujos futuros de ingresos. Lo importante es que la inclusión de retardos en las variaciones del crédito no es significativa en el test de exceso de sensibilidad. Salvo en la primera regresión, donde se incluyen hasta tres retardos de la primera diferencia de IIF, el test F no puede rechazar la hipótesis de nulidad de todos

los parámetros en conjunto; pero aún en esta regresión los estadísticos t-Student nos indican nulidad individual de los retardos del crédito.

En resumen, estudiando las series anuales para el caso peruano desde 1960, obtenemos que se puede establecer una relación entre el consumo per cápita y el ingreso interno de factores, variable que trata de reflejar el ingreso de los consumidores dentro del país; el cual va más allá de la relación indirecta que predice la teoría de la renta permanente bajo expectativas racionales.

Cuando analizamos la existencia de una posible relación entre el consumo y la riqueza utilizando la liquidez total del sistema financiero como una variable representativa del stock de riqueza financiera de los consumidores, según es sugerido en el trabajo de Andres, Molinas y Taguas (1990), obtenemos que ésta tiene una influencia funcional con la hipótesis de la renta permanente.

La utilización de la tasa de desempleo sugerida por Flavin (1985) como medida de la proporción de la población sujeta a restricción en su capacidad de prestar y pedir prestado en el mercado permitió explicar en parte la excesiva influencia del ingreso interno de factores en la evolución de los niveles de consumo. Sin embargo, los parámetros relevantes calculados con nuestra muestra de 36 datos mostraron una relación positiva, lo que se opone a la interpretación teórica que nos dice que a más desempleo, habrá una proporción mayor de la población sujeta a restricción de liquidez en la economía, quienes deberán posponer sus planes de consumo.

Si utilizamos la tasa de subempleo como una medida de la proporción de la población sujeta a restricción de liquidez obtenemos que en ningún caso existiría esta restricción en los consumidores, ya que los parámetros calculados con sólo 26 datos no son estadísticamente significativas. La primera diferencia del IIF mantiene su importancia ante la inclusión de rezagos de la tasa de subempleo, lo que nos induciría a pensar que los consumidores siguen un patrón de consumo como el keynesiano. Sin embargo, la escasez de datos impide tener en cuenta estos resultados con el rigor habitual.

La utilización de la serie temporal del monto per cápita de crédito del sistema financiero como una medida adicional de la capacidad de los consumidores de prestar y pedir prestado también rechaza contundentemente la existencia de restricciones de liquidez en los consumidores.

El hallazgo de exceso de sensibilidad del consumo respecto del ingreso y la imposibilidad de tener resultados consistentes en el análisis de la existencia de restricción de liquidez en los consumidores según la variable que escojamos para representarla, nos llevan a preguntarnos si los datos anuales que utilizamos para efectuar nuestras pruebas corresponden a los períodos en los que los consumidores revisan sus decisiones de acuerdo a la nueva información disponible. Este asunto no es trivial desde que Deaton demuestra los sesgos que ocurren en los resultados cuando los datos utilizados son medias de varios períodos de decisión (Deaton, 1992: 114). El autor plantea

que suponiendo que la hipótesis de la renta permanente es verdadera y que los períodos en los que los consumidores revisan sus decisiones son más pequeños que los períodos de disponibilidad de datos, entonces habrá una correlación positiva entre la variación anual del consumo y la variación del ingreso del año anterior, lo que nos llevaría a resultados espurios, sesgados a no rechazar la existencia de exceso de sensibilidad de los consumidores. Aunque sabemos que en el límite los consumidores podrían revisar sus decisiones diariamente siempre y cuando exista nueva información que invite a ello, el aporte de Deaton sugiere la pertinencia de utilizar series de tiempo trimestrales en lugar de anuales como una fuente que pueda explicar los resultados de nuestros cálculos que muestran un rechazo de la hipótesis del ingreso permanente.

5.5.2. Interpretación de las Series Trimestrales

El test inicial para medir la influencia del ingreso en las decisiones de consumo es el que involucra los niveles de consumo con variaciones rezagadas del ingreso, como se aprecia en la Tabla 5.13.

El resultado de este test, que aparece en la columna (3), toma en cuenta la estacionariedad del consumo y muestra que el coeficiente de la variación rezagada del ingreso es negativo, pequeño y estadísticamente irrelevante según lo indicado por los estadísticos t y F. Este resultado preliminar nos estaría diciendo que los consumidores toman sus decisiones siguiendo el

Tabla No. 5.13
TEST DE EXCESO DE SENSIBILIDAD: SERIE TRIMESTRAL

$$c_t = \beta_0 + \beta_1 c_{t-1} + \beta_2 \Delta y_{t-1} + \beta_3 \Delta y_{t-2} + \beta_4 \Delta y_{t-3} + u_t$$

(1) (2) (3)

Variable	Coefficiente	Prob.	Coefficiente	Prob.	Coefficiente	Prob.
Consumo(t-1))	0,6695	0,0000	0,6850	0,0000	0,6862	0,0000
	0,1031		0,1001		0,0981	
D(INPRIV(t-1))	-0,0170	0,8447	-0,0305	0,7120	-0,0271	0,6465
	0,0865		0,0824		0,0590	
D(INPRIV(t-2))	0,0590	0,5166	0,0046	0,9502		
	0,0906		0,0737			
D(INPRIV(t-3))	-0,0836	0,2708				
	0,0753					
Constante	335,63	0,0002	304,77	0,0003	304,85	0,0001
	85,89		80,62		74,43	
R2	0,4454		0,4390		0,4419	
Criterio Información de Akaike	10,9947		10,9732		10,9375	
Criterio de Schwarz	11,1404		11,0889		11,0237	
F-statistic	15,6575		20,8647		32,4594	
Prob(F-statistic)	0,0000		0,0000		0,0000	
Número de observaciones:	83		84		85	

Los errores estándar aparecen debajo del valor de los parámetros.

Tabla No. 5.14
TEST DE EXCESO DE SENSIBILIDAD
SERIES TRIMESTRALES DESESTACIONALIZADAS

$$C de s = \beta_0 + \beta_1 C de s + \beta_2 \Delta' de s_1 + \beta_3 \Delta' de s_2 + \beta_4 \Delta' de s_3 + u_t$$

(1) (2) (3)

Variable	Coefficiente	Prob.	Coefficiente	Prob.	Coefficiente	Prob.
CDES(t-1))	0,6817	0,0000	0,6666	0,0000	0,6851	0,0000
	0,1020		0,0927		0,0875	
D(YDES(t-1))	0,0079	0,8954	0,0191	0,7224	0,0086	0,8647
	0,0600		0,0536		0,0501	
D(YDES(t-2))	0,0305	0,5939	0,0331	0,5236		
	0,0569		0,0516			
D(YDES(t-3))	-0,0371	0,5155				
	0,0567					
Constante	279,7637	0,0025	292,7354	0,0006	276,4681	0,0005
	89,4418		81,1841		76,6003	
R2	0,4677		0,4650		0,4640	
Criterio Información de Akaike	9,3062		9,2796		9,2468	
Criterio de Schwarz	9,4573		9,3996		9,3361	
F-statistic	16,0368		21,7246		33,3297	
Prob(F-statistic)	0,0000		0,0000		0,0000	
Número de observaciones:	78		79		80	

Los errores estándar aparecen debajo del valor de los parámetros.

patrón que señala la teoría del ingreso permanente bajo expectativas racionales ya que en la decisión de cuánto consumir en el período presente dependería sólo de las decisiones del período anterior, ajustado por un factor que tome en cuenta la nueva información producida en el período presente. En las columnas (1) y (2) de la misma Tabla, se puede apreciar el efecto de la inclusión de más rezagos de la primera diferencia de la serie ingreso privado, los cuales resultan ser todos irrelevantes.

En la Tabla 5.14 obtenemos los resultados de la regresión de las series desestacionalizadas, los cuales tampoco permiten rechazar la hipótesis del ingreso permanente bajo expectativas racionales. Ahora, con variables desestacionalizadas, la inclusión de hasta cuatro rezagos del ingreso privado no afecta a la variación consumo a los niveles de confianza habituales. Estos resultados preliminares nos estarían diciendo que las variaciones del consumo son impredecibles, al menos por la renta.

Para analizar la importancia del ingreso corriente en la predicción del ingreso permanente, lo importante es la persistencia. La autocorrelación o persistencia puede encontrarse o bien en la parte de representación de media móvil, o bien en la parte autorregresiva, pero lo importante es su persistencia, medida por el valor actual descontado de la suma de los coeficientes de representación de media móvil (Deaton, 1992:105). A pesar de que en nuestra identificación del proceso generador de la serie ingreso privado dijimos que se trataba de una ruta aleatoria que contaba con componentes estacionales, en las regresiones

del exceso de sensibilidad hemos utilizado hasta cuatro rezagos del ingreso privado cuando el número adecuado de rezagos a ser incluidos debería ser sólo uno. Si la hipótesis del ingreso permanente bajo expectativas racionales es correcta, los consumidores predicen su ingreso permanente en un esquema autorregresivo sobre la base de una corrección del error de predicción del período inmediatamente anterior. De acuerdo a los resultados obtenidos del test de exceso de sensibilidad, el consumidor no ajusta excesivamente sus niveles de consumo a las variaciones predecibles del ingreso.

El siguiente paso consiste en explorar la relación del consumo con otras variables como la riqueza. Con este objetivo analizaremos las relaciones entre el consumo y las variables representativas de la riqueza como son la liquidez total del sistema financiero y el Índice General de la Bolsa de Valores de Lima.

Nuevamente, para asegurar la eficiencia de nuestros estimadores, utilizaremos un modelo irrestricto del test de exceso de sensibilidad y una especificación de cuatro períodos para investigar la influencia de la liquidez sobre las decisiones de los consumidores y que toma en cuenta la posible existencia de componentes estacionales en esta variable. Los resultados de esta regresión se pueden observar en la Tabla 5.15. En esta se puede apreciar que tanto el primer como el cuarto rezago de la primera diferencia de la liquidez total del sistema financiero contiene información que los individuos toman en cuenta para predecir sus niveles de consumo en el presente período, aún cuando se incluye el consumo rezagado un período en la regresión. Los valores que

Tabla No. 5.15
CONSUMO Y RIQUEZA: EL EFECTO DE LA LIQUIDEZ

$$c_t = \beta_0 + \beta_1 c_{t-1} + \beta_2 \Delta i q_{t-1} + \beta_3 \Delta i q_{t-2} + \beta_4 \Delta i q_{t-3} + u_t$$

(1) (2) (3)

Variable	Coefficiente	Prob.	Coefficiente	Prob.	Coefficiente	Prob.
Consumo(t-1)	0,6502 0,0802	0,0000 0,0823	0,6829 0,0823	0,0000 0,0807	0,6916 0,2185	0,0000 0,0099
D(Liquidez(t-1))	0,2299 0,0814	0,0060 0,0841	0,2106 0,0841	0,0143 0,0827	0,2185 0,0827	
D(Liquidez(t-2))	0,0418 0,0811	0,6078 0,0837	0,0642 0,4450			
D(Liquidez(t-3))	0,2231 0,0814	0,0076				
Constante	303,7363 70,3642	0,0000 0,0000	276,1261 72,2350	0,0003 0,0000	268,7680 70,7900	0,0003 0,0000
R2	0,5286		0,4838		0,4821	
Criterio Información de Akaike	10,8378		10,8987		10,8693	
Criterio de Schwarz	10,9845		11,0153		10,9561	
F-statistic	21,5847		24,6822		37,7047	
Prob(F-statistic)	0,0000		0,0000		0,0000	
Número de observaciones:	82		83		84	

Los errores estándar aparecen debajo del valor de los parámetros.

Tabla No. 5.16
EL CONSUMO Y LA RIQUEZA: EFECTO DEL INDICE BURSATIL

$$c_t = \beta_0 + \beta_1 c_{t-1} + \beta_2 \Delta G B V_t L_1 + \beta_3 \Delta G B V_t L_2 + \beta_4 \Delta G B V_t L_3 + u_t$$

(1) (2) (3)

Variable	Coefficiente	Prob.	Coefficiente	Prob.	Coefficiente	Prob.
Consumo(t-1)	0,6539 0,1006	0,0000 0,0986	0,6538 0,0986	0,0000 0,0966	0,6428 0,0969	0,0000 0,4107
D(IGBVL(t-1))	-0,0075 0,0086	0,3871 0,3398	-0,0073 0,0084	0,3867 0,3237	-0,0069 0,0083	
D(IGBVL(t-2))	0,0083 0,0086		0,0084 0,0084			
D(IGBVL(t-3))	0,0022 0,0085	0,8022				
Constante	307,7754 89,9807	0,0012 0,0009	308,1412 88,1146	0,0009 0,0009	318,7031 86,1532	0,0005 0,0005
R2	0,4380		0,4384		0,4317	
Criterio Información de Akaike	11,1094		11,0603		11,0293	
Criterio de Schwarz	11,2810		11,1964		11,1305	
F-statistic	11,1049		15,3497		23,1672	
Prob(F-statistic)	0,0000		0,0000		0,0000	
Número de observaciones:	62		63		64	

Los errores estándar aparecen debajo del valor de los parámetros.

acompañan al primero y cuarto rezagos de la liquidez son positivos y estadísticamente significativos, lo cual introduciría la idea de que los consumidores son excesivamente sensibles a las variaciones en el stock de su riqueza, creándose una relación directa entre ambas variables⁵¹. El test F tampoco nos permite aceptar la nulidad de las cuatro variables consideradas en la predicción del consumo. Estos resultados contradicen la validez de la hipótesis del ingreso permanente bajo expectativas racionales.

Para agotar nuestra discusión sobre la influencia de las variables representativas de la riqueza en la variación del consumo, analizaremos la relación entre éste y el Índice General de la Bolsa de Valores de Lima como ideó Hall en su artículo original. Esta variable que también tiene una raíz unitaria como en el caso de la liquidez, no presenta una relación estadísticamente comprobable con el consumo con lo que no se podría rechazar una relación entre consumo y riqueza como la predicha por la hipótesis de la ruta aleatoria. Como se puede apreciar en la Tabla 5.16, todos los rezagos incluidos en la regresión que reflejan posibles influencias de ciclos cortos de un año, tienen parámetros numéricamente pequeños y estadísticamente irrelevantes.

⁵¹ A partir de los parámetros estimados se puede identificar los parámetros que acompañan a los rezagos de la liquidez expresados en niveles y no en diferencias. Si la ecuación es $c_t = \beta_0 + \beta_1 c_t + \beta_2 \Delta liq_{t-1} + \beta_3 \Delta liq_{t-2} + \beta_4 \Delta liq_{t-3} + u_t$, podemos identificar los parámetros que acompañan a cada uno de los rezagos de la liquidez, reexpresando la ecuación anterior, así: $c_t = \beta_0 + \beta_1 c_t + \beta_2 liq_{t-1} + (\beta_3 - \beta_2)liq_{t-2} + (\beta_4 - \beta_3)liq_{t-3} + \beta_4 liq_{t-4} + u_t$.

Nosotros consideramos que estos resultados mixtos de la influencia de la Liquidez Total del sistema Financiero y del IGBVL, variables que consideramos representativas de la riqueza de los consumidores, se deben a las diferentes definiciones de riqueza a las cuales éstas representan. La propuesta de Hall, quien tomó en cuenta el índice bursátil como indicador del valor de los activos que conforman la riqueza y la utilización de una medida comprehensiva de la riqueza como son los activos líquidos en manos del público como lo hace el trabajo de Andres, Molinas y Taguas (1990) encierran definiciones diferentes que influyen en el resultado final. En el caso de la data peruana, dicha diferencia también se hace palpable en primer lugar en el coeficiente de correlación entre ambas variables que es de 0,59, valor que deja un amplio margen para el debate de cual de las dos medidas es la más adecuada para medir la riqueza; y en segundo lugar, en los gráficos que muestran que el IGBVL cae más que la liquidez en las caídas y aumenta más que la liquidez en los períodos de alza, quizá debido a la facilidad de movimiento de capitales que la Bolsa de Valores permite por su propia naturaleza.

Para contrastar la hipótesis de existencia de restricción de liquidez en los consumidores, Flavin (1985) propuso un test que incluya la tasa de desempleo como variable *proxy* de la existencia y magnitud de esta restricción. Dado que en el caso peruano no hemos encontrado una relación de exceso de sensibilidad respecto al ingreso disponible por los consumidores, realizaremos este contraste estadístico para analizar si es posible levantar, según la interpretación de Flavin, la excesiva influencia que sobre el consumo ejerce la

riqueza, representada por la liquidez total del sistema financiero. Dada también la inexistencia de una serie larga de datos de la tasa de desempleo de periodicidad trimestral, nosotros utilizaremos sólo el crédito total del sistema financiero nacional como una variable cuyas fluctuaciones representan el aumento o disminución de la posibilidad de prestar y pedir prestado existente en la economía. Para llevar a cabo este test, hemos añadido de la manera usual, variaciones del crédito del sistema financiero nacional al test original que mostraba la influencia de la liquidez del sistema financiero nacional en las decisiones de los consumidores peruanos.

$$(5.15) \quad c_t = \beta_0 + \beta_1 c_{t-1} + \beta_2 \Delta iq_{t-1} + \beta_3 \Delta iq_{t-2} + \beta_4 \Delta iq_{t-3} + \gamma_1 \Delta cre_{t-1} + \gamma_2 \Delta cre_{t-2} + \gamma_3 \Delta cre_{t-3} + u_t$$

Los resultados de dicha regresión aparecen en la Tabla 5.17 donde la inclusión de tres rezagos de la primera diferencia del crédito ayuda a levantar la influencia de la liquidez del sistema financiero en la evolución de la serie consumo. El primer rezago de la primera diferencia de la liquidez deja de ser significativo, habiendo disminuido el valor numérico del coeficiente que lo acompaña de 0,22 a 0,19. Sin embargo, a pesar que el estadístico F de Fisher rechaza la nulidad de todos los parámetros, sólo el tercer rezago de la primera diferencia del crédito resulta estadísticamente relevante en las regresiones. No se puede dejar de mencionar que el alto valor del coeficiente de correlación entre ambos regresores, el cual llega a más de 90%, debilita en cierta manera el resultado de esta prueba.

Tabla No. 5.17

TEST DE EXCESO DE SENSIBILIDAD: SERIE TRIMESTRAL

$$c_t = \beta_0 + \beta_1 c_{t-1} + \beta_2 \Delta liq_{t-1} + \beta_3 \Delta liq_{t-2} + \beta_4 \Delta liq_{t-3} + \gamma_1 \Delta cre_{t-1} + \gamma_2 \Delta cre_{t-2} + \gamma_3 \Delta cre_{t-3} + u_t$$

(1)

(2)

(3)

Variable	Coeficiente	Prob.	Coeficiente	Prob.	Coeficiente	Prob.
Consumo(t-1)	0,6288 0,0814	0,0000 0,0808	0,6301 0,0808	0,0000 0,0810	0,6281 0,0810	0,0000 0,0810
D(Liquidez(t-1))	0,1806 0,1117	0,1104 0,1111	0,1813 0,1111	0,1068 0,1107	0,1950 0,1107	0,0820 0,1107
D(Liquidez(t-2))	0,1177 0,1092	0,2847 0,1077	0,1231 0,1077	0,2567 0,1077		
D(Liquidez(t-3))	0,0420 0,1085	0,6996 0,1085				
D(Crédito(t-1))	0,0720 0,1155	0,5350 0,4226	0,0686 -0,0956	0,5507 0,4104	0,0637 -0,0050	0,5805 0,9532
D(Crédito(t-2))	-0,0937 0,1162	0,4226 0,1162	-0,0956 0,1154	0,4104 0,0841	-0,0050 0,0841	0,9532 0,0841
D(Crédito(t-3))	0,2871 0,1140	0,0140 0,0831	0,3171 0,0831	0,0003 0,0829	0,3086 0,0829	0,0004 0,0829
Constante	320,2094 70,9623	0,0000 70,4877	318,9737 70,4877	0,0000 70,6159	320,5597 70,6159	0,0000 0,5616
R2	0,5700		0,5691		0,5616	
Criterio Información de Akaike	10,8191		10,7968		10,7896	
Criterio de Schwarz	11,0539		11,0022		10,9657	
F-statistic	14,0105		16,5077		19,4695	
Prob(F-statistic)	0,0000		0,0000		0,0000	
Número de observaciones:	82		82		82	

Los errores estándar aparecen debajo del valor de los parámetros.

Para determinar la proporción de la población que estaría sujeta a restricción de liquidez, Berenguer (1990) sugiere estimar la ecuación 3.16. Nosotros utilizaremos el método de Variables Instrumentales (VI) en dicha estimación ya que este método toma en cuenta la correlación existente entre la variación del ingreso y el término de perturbación. Para esto tendremos que especificar un número de variables instrumentales que están constituidos por cuatro rezagos del ingreso. El R^2 de la primera etapa de este procedimiento, es decir la regresión de la primera diferencia del ingreso contra sus cuatro primeros rezagos es de 0,45. La Tabla 5.18 muestra los resultados de la segunda etapa del procedimiento que consiste en remplazar el estimado de la primera diferencia del ingreso calculado en el paso 1 en la ecuación 3.16, evitando de esta manera la correlación con el término de error y asegurando estimados consistentes.

Tabla No. 5.18
RESTRICCIÓN DE LIQUIDEZ: PROPORCIÓN DE LA POBLACION
SUJETA A RESTRICCIÓN
Método: Variables Instrumentales
Lista de Instrumentos: D(Ingreso(-1)) D(Ingreso(-2)) D(Ingreso(-3)) D(Ingreso(-4))

Δc				
Variable	Coeficiente	Error Std.	t-student	Prob.
D(Ingreso estimado)	0,2985	0,1099	2,7173	0,0081
Constante	1,7406	6,6746	0,2608	0,7949
R2	0,0855			
Durbin-Watson	2,4432			
F-statistic	7,3839			
Prob(F-statistic)	0,0081			
Número de observaciones:	81			

Esta ecuación nos dice que el porcentaje de la población sujeta a restricción de liquidez sería de 29.85%, lo cual constituye una proporción alta de los consumidores.

En resumen, estos resultados estimados sobre la base de nuestras series de tiempo trimestrales, nos estarían diciendo que el patrón de los consumidores peruanos seguiría el esquema previsto por la teoría de la renta permanente bajo expectativas racionales. Se reporta que el ingreso y sus rezagos no afectan la evolución del consumo más allá de lo que predice la teoría; es decir no se aprecia una correlación entre el consumo y los niveles de ingreso previamente conocidos por los consumidores.

El problema surge cuando se inspecciona la influencia de la liquidez total del sistema financiero sobre el consumo, y se halla que información previamente conocida por los consumidores referente a cambios en la riqueza es utilizada para ajustar los patrones de gasto. Dicha incongruencia, similar a la hallada por Hall en su artículo original, indicaría que los individuos no pueden ejecutar enteramente sus planes de consumo y tienen que sujetar sus gastos a los cambios en el stock de su riqueza. Sin embargo, este exceso de sensibilidad es levantado cuando se utiliza el crédito como una medida de la disponibilidad de recursos, según la metodología de Flavin (1985) quien investiga la existencia de restricción de liquidez en los consumidores que les impediría ejecutar los planes de consumo formulados racionalmente bajo la hipótesis de la ruta aleatoria.

Aunque la utilización del crédito del sistema financiero para levantar la excesiva sensibilidad del consumo respecto a la riqueza, representada por la liquidez total no es óptima debido a la alta correlación entre ambas variables, las pruebas que reportan la funcionalidad de la hipótesis de la renta permanente para el caso peruano no se ven alterados dados los resultados de las regresiones que incluyen al IGBVL, como indicador de las ganancias o pérdidas de capital de los activos que conforman la riqueza, que señalan que no existe influencia directa de la riqueza en la evolución del consumo.

La proporción de la población que estaría sujeta a restricción de liquidez sería de 29.85% de las familias peruanas según el método de estimación sugerido por Berenguer (1990).

CONCLUSIONES

En nuestra revisión de las principales hipótesis sobre el comportamiento de los consumidores hemos visto que la teoría más innovadora es la hipótesis del ingreso permanente bajo expectativas racionales. Este punto de vista muestra entre sus virtudes la inclusión explícita de la capacidad de los individuos para tomar decisiones hoy, siendo consistentes con sus previsiones sobre el futuro; su capacidad de evaluar los hechos económicos racionalmente y de enmendar posibles errores en sus decisiones previas; además añade fuertes fundamentos microeconómicos en la explicación del comportamiento de los consumidores, eliminando relaciones rígidas entre las variables.

En el estudio del consumo para el caso peruano hemos notado una deficiencia de trabajos recientes que tomen en cuenta los nuevos aportes introducidos en este campo. Además, los estudios existentes en su mayoría tratan de verificar la existencia de una relación estable entre el consumo, el ingreso y variables representativas del entorno social en que se desenvuelven los consumidores.

La información estadística también muestra deficiencias para una contrastación apropiada de esta hipótesis. Entre las principales limitaciones está la escasez de series de tiempo largas como en el caso de las tasas de desempleo y subempleo, por ejemplo; la inexistencia de variables representativas de los ingresos de los individuos que pueden ser destinados a gastos en bienes y servicios o al ahorro, y de la riqueza de los individuos; así como la heterogeneidad de criterios en la metodología de construcción de las series a lo largo del tiempo.

Teniendo en cuenta las limitaciones de datos, la evolución temporal de las series para el caso peruano muestra evidencia contradictoria. La serie anual del consumo fluctúa menos que el Ingreso Interno de Factores, la variable representativa del ingreso, haciendo que la tasa de ahorro sea procíclica y; en el largo plazo, que ambas variables sean proporcionales. El test de exceso de sensibilidad aplicado a las series anuales muestra que los individuos ajustan “excesivamente” sus niveles de consumo al ingreso corriente, lo cual contradice la relación indirecta que predice la teoría del ingreso permanente bajo expectativas racionales. Sin embargo, el mismo test nos dice que no existe una influencia de la riqueza que contravenga las predicciones que se derivan de la teoría.

La existencia de restricciones de liquidez en los consumidores también muestra resultados contradictorios. La utilización de la tasa de desempleo permitió

explicar en parte la excesiva influencia del ingreso interno de factores en la evolución de los niveles de consumo. Sin embargo, el valor positivo de los parámetros calculados no es congruente con la teoría que nos sugiere que a más desempleo, habrá una proporción mayor de la población sujeta a restricción de liquidez en la economía, quienes deberán posponer sus planes de consumo. Paralelamente, la utilización de la serie temporal del monto per cápita de crédito del sistema financiero como una medida adicional de la capacidad de los consumidores de prestar y pedir prestado rechaza contundentemente la existencia de restricciones de liquidez en los consumidores.

En el caso de las series de tiempo trimestrales el consumo es estacionario, mientras que el ingreso es integrado de primer orden, con lo cual tenemos una tasa de ahorro creciente a lo largo del tiempo. La utilización de series de tiempo trimestrales muestra que los rezagos del ingreso no afectan la evolución del consumo más allá de lo que predice la teoría. Sin embargo, la información previamente conocida por los consumidores referente a cambios en la riqueza es utilizada para ajustar los patrones de gasto. Estos resultados indican que los individuos no pueden ejecutar enteramente sus planes de consumo y tienen que sujetar sus gastos a los cambios en el stock de su riqueza. Sin embargo, este exceso de sensibilidad es levantado cuando se utiliza el crédito como una medida de la disponibilidad de recursos, según la metodología de Flavin. Las estimaciones realizadas muestran que la proporción de la población que estaría

sujeta a restricción de liquidez sería de 29.85% según el método de estimación desarrollado por Berenguer.

La certeza de que períodos de decisión más cortos son funcionales a los que efectivamente son utilizados por los consumidores, especialmente en períodos turbulentos, inclinaría la balanza a tomar los resultados emanados por los datos trimestrales como más representativos de la realidad del comportamiento de los consumidores peruanos. Es decir, la hipótesis del ingreso permanente bajo expectativas racionales no puede ser rechazada debido a que un porcentaje importante de los consumidores está restringido por la liquidez.

ANEXO 1

TABLA ANEXA No. 1.1
BASE DE DATOS ANUAL
Periodo: 1959 - 2000

Año	Consumo Final Privado	PBI	Ingreso Interno de Factores	Crédito del Sistema Financiero al Sector Privado Fin de Periodo	Liquidez Total del Sistema Financiero Fin de Periodo	Agregado de Tasas de Desempleo y Subempleo	Tasa de Desempleo	Tasa de Subempleo	Población	Deflactor del PBI	Miles	1994=100
											Per Cápita en Nuevos Soles de 1994	%
1959	2 632,71	4 265,65	3 846,62	575,28	777,41				9 750	1,31931E-07		
1960	2 680,45	4 655,95	4 168,01	606,83	751,64		4,5		10 020	1,44727E-07		
1961	2 778,89	4 854,31	4 314,03	685,04	827,22		4,2		10 320	1,49937E-07		
1962	2 978,53	5 106,55	4 535,11	732,47	869,43		4,0		10 630	1,57973E-07		
1963	3 176,18	5 135,87	4 528,19	770,53	901,68		4,0		10 960	1,66963E-07		
1964	3 268,48	5 310,07	4 657,55	781,55	677,34		4,1		11 300	1,86831E-07		
1965	3 411,24	5 404,78	4 715,47	943,82	1 130,16		4,2		11 650	2,11904E-07		
1966	3 598,35	5 683,34	4 956,58	979,15	1 198,31		5,4		12 010	2,35553E-07		
1967	3 788,92	5 754,78	5 034,39	1 004,99	1 169,89		6,6		12 310	2,61086E-07		
1968	3 719,27	5 611,10	4 871,07	956,81	1 053,76		6,0		12 670	3,09336E-07		
1969	3 738,22	5 652,79	4 894,05	963,80	1 101,48		5,4		13 050	3,33928E-07		
1970	3 847,60	5 805,67	4 994,14	1 009,88	1 291,90	50,6	4,7	45,9	13 450	3,58538E-07		
1971	3 943,16	5 986,05	5 149,44	1 151,92	1 401,09	48,8	4,4	44,4	13 590	3,83913E-07		
1972	3 966,17	5 999,01	5 147,17	1 263,18	1 519,62	48,4	4,2	44,2	13 950	4,13704E-07		
1973	4 013,80	6 145,35	5 320,06	1 342,61	1 566,62	45,5	4,2	41,3	14 350	4,6973E-07		
1974	4 170,20	6 531,60	5 755,41	1 338,49	1 607,43	45,8	4,0	41,8	14 750	5,41974E-07		
1975	4 224,81	6 571,02	5 714,47	1 360,84	1 512,92	47,7	4,9	42,8	15 160	6,6795E-07		
1976	4 187,37	6 523,49	5 701,34	1 296,43	1 340,39	49,5	5,2	44,3	15 570	8,62006E-07		
1977	4 086,45	6 377,87	5 630,45	1 186,61	1 220,30	54,0	5,8	48,2	15 990	1,1695E-06		
1978	3 676,90	6 232,11	5 218,63	984,65	1 154,11	58,5	6,5	52,0	16 410	1,85912E-06		
1979	3 665,26	6 421,83	5 396,37	872,89	1 280,27	58,5	7,1	51,4	16 850	3,2254E-06		
1980	3 746,97	6 535,25	5 556,71	1 027,41	1 482,26	57,3	6,7	50,6	17 300	5,27899E-06		
1981	3 846,92	6 650,93	5 666,40	1 208,71	1 489,57	54,7	6,8	47,9	17 750	9,02839E-06		
1982	3 797,16	6 521,66	5 554,84	1 360,71	1 539,11	56,9	7,0	49,9	18 140	1,51382E-05		
1983	3 382,58	5 566,70	4 771,90	1 243,24	1 387,51	62,5	9,2	53,3	18 570	3,13891E-05		
1984	3 371,73	5 705,72	4 882,34	1 270,76	1 509,81	64,7	10,5	54,2	18 990	6,68289E-05		
1985	3 366,73	5 705,75	4 816,50	957,25	1 401,66	65,9	11,8	54,1	19 420	0,000178604		
1986	3 787,69	6 101,10	5 252,16	943,66	1 143,00	59,6	8,2	51,4	19 840	0,000308954		
1987	4 073,34	6 480,37	5 700,95	1 036,00	1 307,66	43,5	8,6	34,9	20 260	0,0005632		
1988	3 695,28	5 818,89	5 113,11	821,33	1 169,27	44,1	7,1	37,0	20 680	0,004107145		
1989	3 001,31	5 035,53	4 457,41	580,93	991,36	81,4	7,9	73,5	21 110	0,108292217		
1990	2 865,76	4 662,45	4 028,24	536,95	781,95	81,4	8,3	73,1	21 570	6,751522046		
1991	2 863,19	3 807,26	3 151,36	422,42	599,66	84,4	5,9	78,5	22 000	31,85973071		
1992	2 796,78	3 714,95	3 077,62	471,57	630,09	85,3	9,4	75,9	22 450	53,90066879		
1993	2 855,53	3 842,33	3 204,37	536,15	712,65	87,3	9,9	77,4	22 740	79,26992252		
1994	3 082,85	4 261,89	3 548,11	656,55	807,22	83,1	8,8	74,3	23 130	100		
1995	3 323,34	4 549,04	3 761,76	838,98	901,43	50,0	7,6	42,4	23 530	112,9105806		
1996	3 364,67	4 580,73	3 797,07	1 136,38	1 130,09	49,7	7,0	42,7	23 950	124,8114904		
1997	3 450,20	4 805,48	3 988,55	1 380,34	1 251,43	49,5	7,7	41,8	24 370	134,2967865		
1998	3 361,95	4 696,98	3 902,37	1 559,57	1 293,80	52,1	7,8	44,3	24 800	142,9490721		
1999	3 291,97	4 660,70	3 883,96	1 606,77	1 424,39	51,5	8,0	43,5	25 230	148,5838548		
2000	3 365,80	4 730,14	3 960,25	1 529,58	1 421,50	50,3	7,4	42,9	25 637	154,0046511		

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Informática, Banco Central de Reserva del Perú, Instituto Cuánto.
Elaboración: Propia.

TABLA ANEXA No. 1.2
BASE DE DATOS TRIMESTRAL
Periodo: 1979.I - 2000.II

AÑO/ TRIM.	CONSUMO PRIVADO	INGRESO PRIVADO	PBI	INGRESOS GOBIERNO	LIQUIDEZ TOTAL SISTEMA FINANCIERO	CREDITO DEL S. FINANCIERO AL S. PRIVADO	POBLACION	IGBVL PROMEDIO REAL PER CAPITA	IPC	DEFLATOR PBI		
											Base: Prom. 94=100	
Per Cápita en Nuevos Soles de 1994												
1979Q1	815	1 065	1 272	207	822	545	16 740		0.000014	0.0000029		
1979Q2	821	1 231	1 464	233	816	525	16 850		0.000016	0.0000034		
1979Q3	830	1 269	1 481	212	856	529	16 963		0.000018	0.0000039		
1979Q4	815	1 167	1 395	228	937	527	17 075		0.000020	0.0000043		
1980Q1	759	1 089	1 296	207	968	536	17 188		0.000023	0.0000051		
1980Q2	794	1 210	1 500	290	975	568	17 300		0.000025	0.0000057		
1980Q3	837	1 223	1 459	236	1 057	573	17 413		0.000028	0.0000062		
1980Q4	898	1 237	1 471	234	1 103	619	17 525		0.000032	0.0000070		
1981Q1	894	1 140	1 349	209	1 069	761	17 638		0.000039	0.0000082		
1981Q2	889	1 286	1 529	243	1 039	800	17 750		0.000045	0.0000093		
1981Q3	871	1 331	1 536	205	813	822	17 848		0.000050	0.0000106		
1981Q4	854	1 289	1 478	188	805	902	17 945		0.000056	0.0000119		
1982Q1	836	1 158	1 360	202	801	906	18 043		0.000063	0.0000136		
1982Q2	839	1 285	1 531	246	884	991	18 140		0.000072	0.0000151		
1982Q3	890	1 289	1 486	197	844	1 000	18 248		0.000082	0.0000170		
1982Q4	728	1 084	1 240	156	1 002	880	18 355		0.000096	0.0000230		
1983Q1	803	1 032	1 171	139	1 010	954	18 463		0.000017	0.0000251		
1983Q2	858	1 157	1 311	153	946	936	18 570		0.000046	0.0000297		
1983Q3	792	1 114	1 247	133	915	855	18 675		0.000183	0.0000378		
1983Q4	763	1 075	1 214	138	907	830	18 780		0.0000215	0.0000438		
1984Q1	812	996	1 141	145	934	847	18 885	6.50	0.0000261	0.0000527		
1984Q2	839	1 157	1 315	158	947	881	18 990	7.63	0.0000313	0.0000628		
1984Q3	841	1 158	1 324	166	918	807	19 098	6.99	0.0000371	0.0000761		
1984Q4	863	1 128	1 301	173	979	830	19 205	6.74	0.0000444	0.0000907		
1985Q1	896	1 051	1 232	181	1 057	922	19 313	6.64	0.0000592	0.0001192		
1985Q2	845	1 139	1 348	210	893	783	19 420	8.10	0.0000803	0.0001666		
1985Q3	805	1 106	1 285	179	812	699	19 525	17.40	0.0001068	0.0002223		
1985Q4	849	1 042	1 246	204	902	699	19 630	19.81	0.0001194	0.0002385		
1986Q1	864	1 020	1 189	169	876	636	19 735	26.21	0.0001350	0.0002794		
1986Q2	934	1 205	1 423	219	812	632	19 840	30.80	0.0001524	0.0003072		
1986Q3	988	1 280	1 442	162	823	646	19 945	33.77	0.0001713	0.0003442		
1986Q4	1 024	1 299	1 447	148	825	671	20 050	41.73	0.0001919	0.0003905		
1987Q1	1 079	1 202	1 355	153	802	688	20 155	49.61	0.0002250	0.0004613		
1987Q2	1 007	1 396	1 521	125	807	684	20 260	38.84	0.0002667	0.0005436		
1987Q3	1 050	1 388	1 513	125	811	643	20 365	30.29	0.0003222	0.0006673		
1987Q4	982	1 306	1 435	129	808	646	20 470	20.48	0.0003952	0.0008118		
1988Q1	912	1 188	1 330	142	705	562	20 575	14.14	0.0005625	0.0011483		
1988Q2	859	1 325	1 456	131	595	456	20 680	11.88	0.0008511	0.0017626		
1988Q3	891	1 229	1 333	104	443	309	20 788	11.80	0.0019427	0.0038685		
1988Q4	784	986	1 091	105	341	242	20 895	8.54	0.0059168	0.0110309		
1989Q1	745	901	994	93	307	213	21 003	9.13	0.0170684	0.0280405		
1989Q2	755	1 065	1 168	103	377	250	21 110	8.89	0.0466384	0.0555236		
1989Q3	811	1 101	1 175	75	412	246	21 225	9.90	0.0873540	0.1110848		
1989Q4	863	1 090	1 164	74	346	196	21 340	12.54	0.1755618	0.2538780		
1990Q1	890	1 074	1 143	68	308	192	21 455	8.35	0.3927376	0.4898686		
1990Q2	875	1 071	1 133	62	224	145	21 570	11.33	0.9763041	1.4145521		
1990Q3	759	881	949	68	177	129	21 678	12.23	8.3088321	10.5514584		
1990Q4	769	910	1 024	114	263	171	21 785	16.70	14.9297770	16.7493560		
1991Q1	782	898	996	98	253	182	21 893	9.81	22.3915057	24.3141718		
1991Q2	903	1 017	1 106	89	304	215	22 000	11.51	27.7561530	33.7970237		
1991Q3	851	978	1 077	99	347	244	22 113	11.55	35.0738007	38.3997875		
1991Q4	842	971	1 074	103	415	297	22 225	17.79	40.1614007	42.9500184		
1992Q1	813	904	1 014	111	437	313	22 338	25.78	45.6330453	45.9099773		
1992Q2	869	950	1 055	105	385	301	22 450	22.94	51.8660010	57.1642561		
1992Q3	784	896	1 013	117	465	361	22 523	18.61	57.0911557	56.7611677		
1992Q4	816	943	1 074	131	514	395	22 595	30.58	62.			

**TABLA ANEXA No. I.2
BASE DE DATOS TRIMESTRAL
Periodo: 1979.I - 2000.II**

AÑO/ TRIM.	CONSUMO	INGRESO	PBI	INGRESOS	LIQUIDEZ	CRÉDITO DEL	POBLACION MILES	BVL PROMEDIO REAL PER CAPITA	IPC	DEFLACTOR PBI	
	PRIVADO	PRIVADO	GOBIERNO	OTAL SISTEN FINANCIERO	FINANCIER	COL. S. PRIVADO					
Per Cápita en Nuevos Soles de 1994											
							Miles		Base: Prom. 94=100		
1997Q1	889	1 073	1 268	195	1 165	1 195	24 265	95.36	130,8414897	122,5694393	
1997Q2	1 012	1 227	1 425	198	1 089	1 142	24 370	113.40	133,6484907	136,9807282	
1997Q3	942	1 143	1 323	180	1 127	1 195	24 478	118.05	136,4056590	136,9964571	
1997Q4	964	1 158	1 353	195	1 225	1 337	24 585	105.28	137,3441007	132,3556849	
1998Q1	921	1 109	1 311	203	1 311	1 477	24 693	90.99	140,9783593	128,3120489	
1998Q2	1 012	1 194	1 382	188	1 186	1 369	24 800	95.50	144,4868653	146,0970220	
1998Q3	946	1 135	1 325	190	1 236	1 483	24 908	78.29	146,1893897	142,8979375	
1998Q4	944	1 143	1 326	184	1 324	1 602	25 015	70.80	145,3264220	135,8158696	
1999Q1	874	1 076	1 258	183	1 444	1 738	25 123	72.28	146,8767587	133,0613107	
1999Q2	987	1 204	1 364	160	1 254	1 493	25 230	83.94	149,0555153	153,2921489	
1999Q3	928	1 116	1 279	163	1 341	1 541	25 332	85.89	150,2635767	148,7756093	
1999Q4	935	1 156	1 336	180	1 400	1 587	25 434	90.14	151,1233333	148,0878787	
2000Q1	803	1 002	1 175	173	1 379	1 538	25 535	88.93	152,5633333	151,3187543	
2000Q2	897	1 079	1 260	181	1 381	1 519	25 637	75.32	154,1933333	152,8730687	

Fuente: Instituto Nacional de Estadística e Informática, Banco Central de Reserva del Perú, Instituto Cuánto, Bolsa de Valores de Lima.
Elaboración: Propia.

ANEXO 2**ALGUNAS IMPLICANCIAS RESPECTO AL AHORRO**

Habíamos dicho en el capítulo 3 que según el test de exceso de sensibilidad de Stock y West (1988), las variables consumo e ingreso contemporáneos deberían estar correlacionadas en el largo plazo, es decir, en el lenguaje de las series de tiempo deberían cointegrar para que los resultados de dicho test sean consistentes.

Habíamos dicho también que nuestras series trimestrales no cumplían la condición necesaria de la cointegración, la cual postula que ambas variables tengan el mismo orden de integración. En nuestro caso específico, teníamos que la serie consumo es estacionaria, mientras que la serie ingreso lo es en sus primeras diferencias. Por lo tanto, nuestras series trimestrales no pueden cointegrar. Sin embargo, las series anuales del consumo y el ingreso interno de factores son integradas de primer orden, por lo que vamos a probar si la estructura de la serie del ahorro es estacionario como resulta de la teoría.

El Test de Johansen especificado con un intercepto en la ecuación cointegradora y sin tendencia determinística en la data nos dice que se acepta la existencia de sólo un vector de cointegración. El valor de los coeficientes normalizados de la ecuación cointegradora se presenta en la siguiente Tabla 2.1.

TABLA ANEXA No. 2.1
Test de Cointegración de Johansen
Coeicientes Normalizados

	Consumo	IIF	C
Coeficiente	1,0000	-0,2998	- 2 198,28
Error estándar		(0,07484)	(371,873)
Log. Verosimilitud		-491,3514	

Este resultado se ha hallado utilizando el primer y tercer rezago en el VAR. En este vector de cointegración la constante es negativa, mientras que el parámetro que acompaña al IIF es pequeño y negativo. Según estos resultados las series anuales del consumo y el ingreso están cointegrados y; por lo tanto, es posible utilizar el test de Stock y West de la manera como lo hemos hecho.

En la Tabla Anexa 2.2 apreciamos los resultados del test de Johansen especificado con diferentes supuestos sobre los datos y la ecuación de cointegración. En la especificación que no considera tendencia en los datos, lo que concuerda con la identificación de los procesos univariantes de dichas series, sólo es posible encontrar un vector de cointegración al 5% cuando se incluye una constante en la ecuación cointegradora. Y, cuando incluimos una tendencia lineal en las series es posible encontrar un vector de cointegración cuando éste tiene un intercepto y alternativamente tendencia lineal. Estos resultados muestran amplio apoyo a la hipótesis de cointegración de las series consumo e IIF.

TABLA ANEXA No. 2.2
TEST DE JOHANSEN: ESTIMACION DE RANGOS DE COINTEGRACION ENTRE
CONSUMO E INGRESO INTERNO DE FACTORES

PARAMETROS			HIPOTESIS Nº ECUACIONES COINTEGRACION	RATIO DE VEROSIMILITUD	VALORES CRITICOS	
DATOS	VAR	EC. COINT.			5%	1%
No Tendencia	No Constante	No Constante	Ninguna	3,5788	12,53	16,31
	Rezagos: 1	No Tendencia	Máx. 1	0,0252	3,84	6,51
No Tendencia	No Constante	Constante	Ninguna	21,8195	19,96	24,60
	Rezagos: 1 y 3	No Tendencia	Máx. 1	2,3784	9,24	12,97
Tendencia Lineal	Constante	Constante	Ninguna	17,4405	15,41	20,04
	Rezagos: 1	No Tendencia	Máx. 1	2,5173	3,76	6,65
Tendencia Lineal	Constante	Constante	Ninguna	30,9591	25,32	30,45
	Rezagos: 3	Tendencia	Máx. 1	5,8005	12,25	16,26

BIBLIOGRAFIA

1. ANDRES, Javier, MOLINAS, César y David TAGUAS
Una Función de Consumo Privado para la Economía Española:
Aplicación del Análisis de Cointegración.
En Información Comercial Española. Cuadernos Económicos. Nº 44,
1990/1.
2. BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERU
Cuentas Nacionales del Perú: 1950 - 1965. Lima: 1968.
3. BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERU
Determinación del Consumo Privado. Convenio AID - BCRP, 1989.
Lima: 1991.
4. BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERU
Glosario de Términos Económicos. Lima: Gerencia de Estudios
Económicos, 1995.
5. BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERU
Compendio Estadístico Monetario 1959 -1995. Lima: Sub Gerencia
del Sector Monetario, 1996.
6. BERENGUER, Eduard
Algunos Aspectos Recientes de la Función Consumo: Teoría y
Evidencia Empírica.
En Información Comercial Española. Revista de Economía. Nº 686,
Octubre, 1990.
7. BLAUG, Mark
Economic Theory in Retrospect. 4ta. Ed. Cambridge: Cambridge
University Press, 1985.
8. BOLSA DE VALORES DE LIMA
Índice de Cotizaciones de la Bolsa de Valores de Lima. Lima: 1996.

9. DEATON, Angus
El Consumo. Alianza Economía, Madrid: Alianza Editorial, 1992.
10. DILLARD, Dudley
La teoría económica de John Maynard Keynes. Teoría de una economía monetaria. 7ma. Ed. Biblioteca de Ciencias Sociales. Aguilar, 1965.
11. DI NOLA, Enrico
Estimación de una Función de Consumo Keynesiana para el Perú. Memoria para optar el grado de bachiller en Ciencias Sociales. Lima: Programa Académico de Ciencias Sociales, Pontificia Universidad Católica del Perú, 1970.
12. DORNBUSCH, Rudiger y Stanley FISCHER
Macroeconomía. 3ra. ed. Madrid: Mc Graw Hill, 1985.
13. DUESENBERRY, James.
Income, saving, and the theory of consumer behavior. Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press. 1949.
14. DUESENBERRY, James.
Las relaciones entre renta y el consumo y sus implicaciones. p.63-80. En: Lecturas de Macroeconomía. M. G Mueller, Editor. Barcelona: Compañía Editorial Continental, 1971.
15. ENGLE, Robert y C. GRANGER.
Co-Integration and Error Correction Representation, Estimation and Testing.
En Econométrica. Vol. 55, No. 2, (Marzo, 1987), p. 251-276.
16. FERBER, Robert.
Consumer Economics, A Survey.
En Journal of Economic Literature. Vol. 11, No. 4, (Diciembre, 1973), p. 1303-1342.
17. FIGUEROA, Adolfo.
Estructura del Consumo y Distribución de Ingresos en Lima Metropolitana, 1968 - 1969. Serie Estudios Económicos No. 1 CISEPA - Departamento de Economía, Pontificia Universidad Católica del Perú. Lima: PUCP, 1974.
18. FLAVIN, Marjorie.
The Adjustment of Consumption to Changing Expectation about Future Income.
En Journal of Political Economy. Vol. 89, No. 5, 1981, 974 - 119.

19. FLAVIN, Marjorie.
Excess Sensitivity of Consumption to Current Income: Liquidity Constraints or Myopia?.
En Canadian Journal of Economics. Vol. 18, No. 1, (Febrero, 1985), p. 117 - 136.
20. FRIEDMAN, Milton.
Una teoría de la función consumo. Madrid: Alianza Universidad. 1973.
21. FROYEN, Richard.
Macroeconomics. Theory and Policies. New York: MacMillan, 4ta. Ed., 1993.
22. GARAVITO, Cecilia
Empleo y Desempleo. Un análisis de la Elaboración de Estadísticas. Documento de Trabajo N° 180. Lima: Departamento de Economía de la Pontificia Universidad Católica del Perú, 2000.
23. HALL, Robert E. y John B. TAYLOR
Macroeconomía. Barcelona: Antoni Bosch, 1986.
24. HALL, Robert E.
The rational consumer: theory and evidence. Cambridge, Massachusetts: MIT Press, 1990.
25. HINOJOSA, Héctor R.
La función consumo/ahorro. Perú: Década del Ochenta. Lima: Centro de Investigaciones Económicas y Sociales de la Universidad de Lima, 1992.
26. INSTITUTO NACIONAL DE ESTADISTICA E INFORMATICA
¿Cómo se calcula la Tasa de Desempleo Urbano?. Serie Cultura Estadística N° 5. Lima, 1998a.
27. INSTITUTO NACIONAL DE ESTADISTICA E INFORMATICA
¿Cómo se calcula la Tasa de Subempleo Urbano?. Serie Cultura Estadística N° 7. Lima, 1998b.
28. INSTITUTO NACIONAL DE ESTADISTICA E INFORMATICA
¿Cómo se calcula el Crecimiento Poblacional?. Serie Cultura Estadística N° 8. Lima, 1998c.
29. INSTITUTO NACIONAL DE ESTADISTICA E INFORMATICA
Cambio de Año Base de las Cuentas Nacionales del Perú y Evolución del PBI con la nueva base 1994. Informe Ejecutivo. Lima: 30 de junio de 2000a.

30. INSTITUTO NACIONAL DE ESTADISTICA E INFORMATICA
Agregados Macroeconómicos de la Oferta y Demanda Global 1991-99. Lima, 2000b.
31. INTERNATIONAL MONETARY FUND
Economic Information System
32. JOHNSON, Christian.
Marco analítico para la función consumo. Santiago de Chile: Departamento de Economía de la Universidad de Chile. Serie Documento Docente, No. 10, 1991.
33. KEYNES, John. M.
The General Theory of Employment Interest and Money. Londres: MacMillan, 1936.
34. MANKIW, Gregory.
Hall's Consumption Hypothesis and Durable Goods.
En Journal of Monetary Economics. Vol. 10, No. 3, (Noviembre, 1982), p. 417-425.
35. MIKESELL, Raymond y James ZINSER.
The Nature of the Savings Function in Developing Countries: A Survey of the Theoretical and Empirical Literature.
En Journal of Economic Literature. Vol. 11, No. 4, (Diciembre, 1973), p. 1-20.
36. MINISTERIO DE TRABAJO
Anuario Estadístico del Sector Trabajo. Lima: Dirección General del Empleo. Varios años.
37. MODIGLIANI, Franco.
Lyfe Cycle, Individual Thrift, and the Wealth of Nations.
En American Economic Review. Vol. 76, No. 3, (Junio, 1986), p. 297-313.
38. MODIGLIANI, Franco.
The Lyfe Cycle Hypothesis of Saving Twenty Years Later.
En The Collected Papers of Franco Modigliani Vol. 2, Andrew Abel Ed. Cambridge, Massachusetts: MIT Press, 1980. p. 41-75.
39. MUSGROVE, Philip.
Ingreso y Consumo Urbano en América Latina. Rio de Janeiro: Programa de Estudios Conjuntos sobre Integración Económica Latinoamericana (ECIEL), 1980.

40. PORTOCARRERO, Felipe; BELTRAN, Arlette y María Elena ROMERO.
Compendio estadístico del Perú: 1900-1990. Centro de Investigación
de la Universidad del Pacífico. Lima, 1992.
41. RAUT, Lakshmi y Arvind VIRMAMI.
Determinants of Consumption and Savings Behavior in Developing
Countries.
En The World Bank Economic Review. Vol. 3, No. 3, 1990, p. 379-
393.
42. RODRIGUEZ, Gabriel H.
Consumo de alimentos en sectores populares: el caso de Villa María
del Triunfo. Lima: Fundación Friedrich Ebert, 1993.
43. ROMER, David.
Advanced Macroeconomics. New York: Mc Graw Hill, 2da Ed., 2001.
44. SACHS, Jeffrey y Felipe LARRAIN
Macroeconomía en la economía global. México: Prentice Hall
Hispanoamericana, 1994.
45. STOCK, James y Kenneth WEST.
Integrated Regressors and the Test of the Permanent - Income
Hypothesis.
En Journal of Monetary Economics. No. 21, 1988, p. 85-95.
46. SPIEGEL, Murray R.
Teoría y Problemas de Estadística. México: Mc Graw Hill, 1970.
47. THE ROYAL SWEDISH ACADEMY OF SCIENCES
The Scientific Contributions of Robert E. Lucas, Jr.", Publicación de
Internet: www.nobel.se/ex2.html. Octubre 1995.
48. WEBB, Richard. y Graciela FERNANDEZ BACA.
Perú en Números. Almanaque Estadístico. Lima: Instituto Cuánto,
varios números.