

**REORIENTACION DE LA POLITICA MONETARIA
EN EL PERU: AVANCES Y PROBLEMAS**

**Marco E. Terrones
Javier Nagamine**

**INCENTIVOS ECONOMICOS Y PROTECCION
AMBIENTAL: UNA REVISION DE LA EXPERIENCIA
NORTEAMERICANA Y EUROPEA**

**Alberto Pascó-Font
Andrés Montoya**

**PRODUCCION COCALERA Y MIGRACION
CAMPESINA EN EL PERU**

Julio Revilla

**REORIENTACION DE LA POLITICA MONETARIA
EN EL PERU: AVANCES Y PROBLEMAS**

**Marco E. Terrones
Javier Nagamine**

**INCENTIVOS ECONOMICOS Y PROTECCION
AMBIENTAL: UNA REVISION DE LA EXPERIENCIA
NORTEAMERICANA Y EUROPEA**

**Alberto Pascó-Font
Andrés Montoya**

**PRODUCCION COCALERA Y MIGRACION
CAMPELINA EN EL PERU**

Julio Revilla

Notas para el Debate/11

3338

1ª Edición: Lima, diciembre 1993
Impreso en el Perú
(c) Grupo de Análisis para el Desarrollo, GRADE
Av. del Ejército 1870, San Isidro, Perú

Edición: José Peláez Cáceres

CENDOC - BIBLIOTECA - GRADE: Catalogación en la fuente

Terrones, Marco; Nagamine, Javier; Pascó-Font, Alberto; Montoya, Andrés; Revilla, Julio

Reorientación de la política monetaria en el Perú: avances y problemas. Incentivos económicos y protección ambiental: una revisión de la experiencia norteamericana y europea. Producción cocalera y migración campesina en el Perú. —Lima: GRADE, 1993.—(Notas para el debate, 11).

<POLITICA MONETARIA> <PROTECCION AMBIENTAL> <COCA> <MIGRACION LABORAL> <ECONOMIA CAMPESINA> <PERU>

ISBN 84-89305-39-0

Notas para el debate es una publicación del Grupo de Análisis para el Desarrollo -GRADE-, a través de la cual se difunden artículos académicos en temas vinculados a las áreas de investigación de la institución, productos preliminares de algunos estudios, o los resultados de ciertas actividades, como seminarios o conferencias. Su propósito es contribuir a la discusión pública sobre alternativas de política económica y social, desde la perspectiva de quienes vienen investigando y reflexionando sobre estos temas.

Las opiniones y recomendaciones vertidas en este documento son responsabilidad de sus autores y no representan necesariamente el punto de vista de GRADE, ni el de las instituciones a las que pertenecen.

Contenido

Presentación	7
REORIENTACION DE LA POLITICA MONETARIA EN EL PERU: AVANCES Y PROBLEMAS	9
Marco E. Terrones Javier Nagamine	
Introducción	9
1. La política monetaria en el Perú: 1980-1993	11
1.1. La política monetaria en los programas de estabilización	12
1.2. Evolución de la liquidez real	18
1.3. Evolución de la emisión primaria	21
1.4. La política de encajes y el multiplicador monetario	23
1.5. La política de tasas de interés	27
2. La estrategia actual de política monetaria	30
3. Una regla de política monetaria para el caso peruano	32
3.1. La velocidad de circulación del dinero en el Perú	33
3.2. La regla de política monetaria	35
4. Recomendaciones finales	39
Bibliografía	41
Anexo	42
INCENTIVOS ECONOMICOS Y PROTECCION AMBIENTAL: UNA REVISION DE LA EXPERIENCIA NORTEAMERICANA Y EUROPEA	43
Alberto Pascó-Font Andrés Montoya	
Introducción	43
1. Los incentivos económicos de protección ambiental	44
2. Algunas experiencias en el uso de incentivos económicos	46
2.1. El Programa de Comercialización de Permisos en Estados Unidos	46

2.2. El Programa de Intercambio de Plomo en Estados Unidos	50
2.3. El Programa de Comercio de Derechos de Contaminación del Agua en el Fox River, Wisconsin	51
2.4. El sistema francés de control de contaminación de los ríos	52
2.5. El sistema alemán de control de contaminación de los ríos	52
2.6. Control de la contaminación de las aguas en Holanda	53
3. ¿Impuestos o permisos transables? Lo que dice la evidencia	55
Bibliografía	58

PRODUCCION COCALERA Y MIGRACION CAMPESENA EN EL PERU

61

Julio Revilla

Introducción	61
1. Diversificación y migración en los Andes	63
2. Riesgo e incertidumbre en la agricultura peruana	64
3. Algunos enfoques teóricos sobre el tema de la migración	65
4. Análisis empírico de la migración hacia la región cocalera	67
4.1. Estimación del modelo considerando el riesgo en el sector urbano	69
4.2. Estimación del modelo considerando ingresos y riesgo en las dos regiones, mediante una especificación logarítmico-lineal	73
4.3. Estimación mediante una especificación translogarítmica	76
4.4. Estacionariedad de las series de tiempo	80
4.5. Estabilidad de los resultados	81
5. Conclusiones	85
Bibliografía	86
Anexos	88

Presentación

La superación paulatina del más agudo problema económico de corto plazo en el Perú, la inflación, está conduciendo naturalmente a que los agentes sociales vuelvan los ojos sobre los problemas de largo plazo de nuestra economía. Sucede que la relativa estabilización de ciertos indicadores macroeconómicos y el manejo más ordenado de la política fiscal y monetaria están permitiendo que se hagan evidentes problemas cruciales, que el caos de los años pasados ocultaba o cuya solución parecía ser postergable.

El más importante es, sin lugar a dudas, el del crecimiento económico. El estancamiento de la economía nacional, que en cierto momento incluso fue visto como un costo inevitable del proceso de ajuste, ha pasado hoy a ser la preocupación central de la ciudadanía. Ello sin embargo todavía no se traduce en una política económica expansiva –en buena medida porque el gobierno es cauteloso en extremo y quiere preservar lo avanzado en el control de la inflación– ni en una mayor disposición del sector empresarial peruano a invertir sostenidamente.

Asociados al problema del crecimiento están otros temas que también ocupan un lugar importante en el debate, como el del empleo, la capacidad adquisitiva de la población, los niveles y la naturaleza de nuestras exportaciones, la inversión en infraestructura productiva, etcétera. Pero hay otros problemas económicos que, pese a su innegable importancia, permanecen en un plano secundario. Dos de ellos son el deterioro ambiental que causa la actividad productiva, y los efectos que sobre el comportamiento de las unidades campesinas ha causado la crisis económica por la que viene atravesando el país desde hace ya varios lustros.

Esta nueva entrega de la serie *Notas para el Debate* contiene material tendiente a propiciar la discusión, tanto en el plano académico como en el de toma de decisiones, sobre algunos aspectos de la problemática de largo plazo de la economía peruana. Los tres artículos que componen esta undécima edición están referidos a temas en los cuales hasta hoy no se percibe un esfuerzo sustantivo en el terreno del diseño de política económica.

El primer artículo, «Reorientación de la política monetaria en el Perú: avances y problemas», escrito por Marco Terrones y Javier Nagamine, recoge una propuesta para afinar la política monetaria en nuestro país, de modo que no entorpezca el proceso de recuperación económica. Luego de revisar la política monetaria en el Perú a través de las dos últimas décadas y realizar un análisis más

detallado de las medidas aplicadas por el actual gobierno, Terrones y Nagamine determinan que la política de control monetario en el Perú puede estar siendo hoy innecesariamente restrictiva, por su falta de flexibilidad para responder a fluctuaciones de la producción.

El segundo artículo, «Incentivos económicos y protección ambiental: una revisión de la experiencia norteamericana y europea», ha sido escrito por Alberto Pascó-Font y Andrés Montoya. Se discute en él las ventajas de la aplicación de mecanismos económicos como estímulos para que los agentes productivos reduzcan los niveles de contaminación y depredación de recursos naturales que generan sus actividades. Para ello se pasa revista a los avances y dificultades que la aplicación de dichos mecanismos ha tenido en diversos países. El objetivo es brindar algunas pautas para el diseño de un marco legal que permita una explotación racional de los recursos naturales y la preservación del medio ambiente en nuestro país, a la vez que no entorpezca la actividad productiva ni le genere costos innecesarios.

El tercer artículo, «Producción cocalera y migración campesina en el Perú», ha sido escrito por Julio Revilla. Constituye un intento de explicar el comportamiento de la oferta de trabajo de las unidades campesinas en el Perú, determinando cómo reacciona ante fluctuaciones en los diferenciales de ingreso y en el riesgo de las zonas hacia las que migra la mano de obra campesina. Como se sabe, en la actualidad el sector productivo que capta la mayor parte de la mano de obra campesina migrante es la producción cocalera. Este estudio provee pues un enfoque distinto desde el cual se puede estudiar la problemática de la economía de la coca en el Perú.

Lima, diciembre de 1993.

Producción cocalera y migración campesina en el Perú

Julio Revilla¹

Resumen

En este artículo se analizan las relaciones entre el crecimiento de la economía ilegal de la coca en el Perú y el proceso migratorio. La familia campesina, al tomar sus decisiones de portafolio, asigna su fuerza de trabajo entre los cultivos de coca y el trabajo urbano según los ingresos relativos y la estructura de riesgo de cada opción. La estimación empírica en base a datos sobre salarios y factores de riesgo (violencia política), muestra que la migración hacia las regiones productoras de coca es una decisión racional. Utilizando especificaciones logarítmico-lineales y no lineales, se muestra que los diferenciales de salario y de violencia política en las áreas urbanas y en las regiones productoras de coca son factores explicativos relevantes de la migración hacia las zonas cocaleras.

Introducción

Uno de los factores que hacen de la lucha contra el tráfico ilícito de drogas un asunto tan delicado es que, en el caso de la producción de coca, esta actividad es importante para las economías implicadas en la oferta². En el caso concreto del Perú, se puede afirmar que la hoja de coca, la pasta básica de cocaína y la propia cocaína se han constituido en los principales productos de exportación de su economía, y son los productos agroindustriales más importantes en lo que respecta a la generación de empleo³.

Esta vinculación entre la producción cocalera y el empleo reviste especial interés porque involucra a los sectores campesinos, que pertenecen a los estratos

1. Julio Revilla es profesor visitante del Departamento de Economía de la Universidad Carlos III de Madrid. El artículo es un resumen de un ensayo que forma parte de su tesis doctoral, y fue realizado durante su estada como investigador visitante en GRADE. El autor agradece los valiosos comentarios de John Harris, Shane Hunt, Jonathan Eaton y Jesús Gonzalo.

2. Como se sabe, la controversia alrededor de la política antidrogas aplicada por el gobierno norteamericano, cuyo énfasis está puesto en atacar el problema por el lado de la oferta, se debe en buena medida a sus efectos sobre las economías productoras de coca. Al buscar reducir la producción de coca tanto de manera directa —erradicando campos de cultivo y laboratorios— como indirecta —impidiéndole el acceso a insumos—, dicha política puede afectar drásticamente a esas economías.

3. Para una descripción más detallada de la economía de la coca, véase Morales (1989), Alvarez (1991), Briceno y Martínez (1989), y Revilla (1992).

más pobres de la escala social en el país. En efecto, en el Perú como en los otros países productores de coca, amplios sectores campesinos recurren a la venta de su mano de obra a los productores cocaleros como una forma de diversificar sus fuentes de ingreso.

La venta de mano de obra campesina a la producción cocalera suele estar asociada a un proceso migratorio. El campesino deja su lugar de origen para trasladarse hacia las zonas productoras de coca, en las cuales puede obtener ingresos adicionales durante la época en que lo permite su actividad principal. Este fenómeno de migración laboral en países subdesarrollados ha sido un tópico importante tanto para la teoría como para el análisis empírico del desarrollo económico. El enfoque tradicional, basado en la hipótesis del ingreso esperado, explica la migración como una decisión tomada luego de comparar el ingreso esperado en actividades alternativas y el que se obtendría en el lugar de origen, teniendo en cuenta la probabilidad de no conseguir empleo. Más recientemente, se ha incorporado al análisis el concepto de riesgo como un elemento importante en la decisión de migrar⁴.

En base al esquema tradicional resulta fácil predecir que, dadas las condiciones de la economía peruana, la migración hacia los campos cocaleros debiera ser masiva e inmediata, generando una oferta ilimitada de trabajo en la región cocalera. Sin embargo esto no ha sucedido, lo que se explica precisamente por el alto riesgo existente en el área geográfica de producción, riesgo debido no sólo al carácter ilegal de la actividad sino también a la violencia política desatada a partir de 1980. Esa violencia desalienta la migración de los trabajadores.

En este artículo se analizan empíricamente los factores que determinan la migración de los campesinos hacia las regiones productoras de coca, en base a un modelo de decisiones de portafolio de la familia campesina. Dicho modelo permite explicar la migración no sólo en función de los diferenciales de ingresos esperados o de la percepción de la variabilidad de los ingresos de una región, sino también en función de la variabilidad de ingresos en todos los sectores de la economía. Así como los inversionistas diversifican sus activos para minimizar el riesgo, los campesinos y migrantes en general diversifican también sus actividades apuntando a disminuir el riesgo inherente a cada una. Con tal objetivo, el campesino evalúa esos diferenciales de ingreso y su variabilidad, para encontrar una asignación óptima de su trabajo y por tanto de la migración.

El modelo utilizado ha sido construido en base a un estudio sobre los determinantes de los patrones de migración del campesinado de la región andina

4. No obstante, ya desde la década de los años setenta diversos estudios antropológicos utilizaban extensivamente el concepto de riesgo con el objeto de explicar la selección de cultivos alternativos hecha por los campesinos y su comportamiento frente a otras oportunidades de diversificación productiva.

5. Dichos campos de cultivo están ubicados en la Selva peruana, especialmente en el valle del Alto Huallaga.

hacia los campos de cultivo de coca⁵. Se ha recurrido para ello a los escasos datos disponibles sobre la oferta laboral en la región cocalera desde 1970 en adelante, los diferenciales de salario entre la región cocalera y el sector urbano, y a variables *proxy* de riesgo (indicadores de violencia política). Los resultados del análisis evidencian que las dos variables explicativas, diferencial de ingresos y percepción de riesgo, son relevantes en la determinación de la oferta de trabajo en la región cocalera.

1. Diversificación y migración en los Andes

Los ingresos derivados de actividades no desarrolladas en la propia parcela son muy importantes para casi todos los grupos de campesinos de América Latina. Estudios empíricos sobre escasez laboral e ingresos provenientes de actividades desarrolladas fuera del propio campo muestran que, en promedio, más del 50% del ingreso campesino en América Latina proviene del empleo en actividades fuera del campo, siendo el ingreso salarial el 30% o más (Collins 1987). Estos porcentajes suelen aumentar a medida que la familia posee menores extensiones de tierra.

El asalariamiento no es la única fuente de ingresos fuera de la propia parcela. Los campesinos obtienen ingresos de otras actividades económicas como el comercio, la artesanía, la ganadería y el envío de remesas por parte de los miembros migrantes, que les proveen de ingresos alternativos para su subsistencia. Deere y de Janvry (1979: 607) encontraron que cerca de la mitad de los ingresos totales de los campesinos del norte peruano eran salarios, mientras que una cuarta parte provenía de actividades agropecuarias propias. De acuerdo a Collins:

«Esta diversificación de actividades representa un intento de parte de las familias rurales de incrementar los niveles absolutos de ingreso, así como de disminuir el riesgo inherente a sus actividades individuales» (Collins 1987: 21).

Pese a la mencionada diversificación, los estimados para América Latina sobre la diversificación del ingreso de familias campesinas pequeñas muestran que, de todas las alternativas de ingreso por migración, el salario (en el sector manufacturero o en otras actividades agrícolas) es la forma más importante de ingreso por actividades desarrolladas fuera de la parcela. Más aun, para muchas familias rurales, como en el caso de los campesinos del sur de los Andes peruanos, el ingreso salarial puede llegar a ser mayor que el ingreso generado en el propio campo.

La migración puede ser un fenómeno estacional, dependiente de los requerimientos variables de la agricultura, o una decisión permanente de salir del campo con el fin de alcanzar un mayor ingreso esperado y disminuir el riesgo total. La migración estacional ha sido usualmente considerada como el único tipo

de migración que los campesinos hacen con el fin de disminuir la incertidumbre. Sin embargo, entendiendo que el agente de decisión es en realidad la familia, la migración permanente de un miembro de ésta resulta parte de la estrategia de asignación de recursos de dicha familia para minimizar el riesgo, en tanto las remesas del miembro migrante son relevantes para la subsistencia familiar⁶.

La decisión de la familia campesina de diversificar sus ingresos mediante la migración depende de varios factores. La escasez de tierra es una de las razones para la migración: al escasear la tierra, el ingreso familiar se ve reducido, lo que fuerza a que algunos de los miembros potencialmente productivos de la familia se dediquen a otras actividades, y a veces incluso causa su salida permanente del área rural. La caída de los precios de los bienes producidos en el área rural (o de los términos de intercambio rural-urbano) es otro motivo por el que se busca diversificar las fuentes de ingreso, bien a través de la producción de otros bienes o bien a través de la migración (Collins 1987: 22).

La estrategia de diversificación está, por supuesto, limitada por la disponibilidad de recursos de la familia campesina. Niños, adultos, mujeres y ancianos tienen diferentes habilidades y fuerzas; a la vez, las alternativas en las cuales las familias podrían asignar su trabajo requieren de diferentes niveles de trabajo y calificación. En qué actividades y con qué intensidad incursione una familia campesina, dependerá pues de la composición de sus recursos.

En la Sierra central y sur existen varios casos de poblaciones campesinas que recurren sistemáticamente a la migración estacional. Los indígenas aymaras de la orilla norte del lago Titicaca cultivan productos de gran altitud, mientras que, simultáneamente, cerca de la tercera parte de ellos siembra café en las pendientes de los Andes; también migran estacionalmente hacia la Costa por trabajo salarial⁷. Esta población campesina es un buen ejemplo de la diversificación de actividades económicas, no sólo en las propias tierras a través de la diversificación de cultivos, sino también a través de la migración estacional, logrando así una utilización plena de los recursos laborales (Collins 1987: 27).

2. Riesgo e incertidumbre en la agricultura peruana

Guillet (1981) ha intentado explicar la actitud de los productores andinos ante el riesgo y la incertidumbre, arguyendo que la maximización de la producción

6. El tema de las remesas intrafamiliares asociadas a migraciones ha sido estudiado empíricamente para el caso de Botswana por Lucas y Stark (1985).

7. Mediante el análisis de la producción de subsistencia, Painter (1986) ha examinado el patrón de la migración y de otras actividades económicas de la región campesina de Puno. El autor estima primero el valor de mercado de una hora de trabajo en la agricultura de subsistencia, y luego el de los ingresos generados en otras actividades económicas. Con esos datos evaluó la hipótesis de aversión al riesgo y maximización de utilidad por parte de los campesinos de la región.

está restringida no sólo por los insumos y precios, sino también por los niveles de información sobre posibles estados de la naturaleza. Guillet utiliza el concepto de administración del riesgo para explicar cómo el campesinado recurre a diferentes estrategias de producción para minimizar el riesgo y la incertidumbre: al igual que los inversionistas diversifican sus activos para minimizar riesgos, los campesinos diversifican sus actividades económicas para disminuir el riesgo inherente a cada una de ellas, y asegurar así su sostenimiento.

El método más común de diversificación del riesgo en la Sierra es la diversificación de actividades (agricultura y pastoreo). Por ejemplo, en las regiones de gran altitud de los Andes la producción agrícola de papa y otros tubérculos suele ir combinada con la cría de cuyes.

Otra estrategia que permite diluir el riesgo es la diversificación de la producción, que puede ser realizada tanto horizontal como verticalmente: la horizontal se realiza en la misma altitud, mediante el cultivo de productos complementarios⁸; la vertical consiste en la producción de una gran variedad de cultivos a diferentes altitudes. La combinación del cultivo de papa y maíz con otros productos como la quinua, el tarwi y la cañihua –ricos en proteínas– es una forma posible de diversificar el riesgo para obtener una producción de subsistencia mínima⁹.

Un tercer método de diversificación es la interacción con los otros sectores de la economía. La más común es la migración laboral por salarios hacia ciudades de la Costa o la Sierra, y la colonización o migración a la Selva por salarios. Sin embargo, existen otras formas de interacción como el comercio, la producción de artesanías, la comercialización de bienes y otras actividades.

Concretamente, Guillet analizó el caso de una comunidad campesina en la región andina del sur del Perú, para determinar su actitud frente al manejo del riesgo. Dicho autor muestra que los campesinos no sólo son aversos al riesgo, sino que existe una larga tradición de prevención, y que la familia campesina evalúa toda alternativa posible de forma tal que sus decisiones se fundamenten en la totalidad de la información disponible. Esto se aplica no sólo a nuevos riesgos (como la introducción de algún cultivo), sino también a situaciones de incertidumbre, como la que se da con los precios de mercado y costos de insumos.

3. Algunos enfoques teóricos sobre el tema de la migración

La migración como resultado de una decisión racional tomada por los campesinos pobres en los países subdesarrollados, ha sido un importante tópico en el

8. El cultivo de cientos de variedades de papa, como una forma de responder al cambiante clima, es un ejemplo claro de la diversificación del riesgo a través de la diversificación espacial horizontal.

9. Es precisamente esta complejidad de estrategias de producción tendientes a diversificar el riesgo, lo que da lugar a la parcelación extrema de las tierras campesinas, muy frecuente en los Andes.

análisis teórico y empírico de la problemática del desarrollo. Gran parte de la literatura sobre el particular está concentrada en el tema de la migración rural-urbana y las consecuencias de ese proceso migratorio sobre el desarrollo rural, así como en su impacto sobre las áreas urbanas y sobre el desarrollo económico del país. En cambio, la migración interregional en dichos países ha sido menos estudiada, y generalmente se la ha entendido en el marco de la dualidad rural-urbana.

Una forma de incluir los efectos del factor riesgo en la explicación de los procesos migratorios es sugerida por la hipótesis del ingreso esperado de Todaro (1969) y Harris y Todaro (1970). Según dicha hipótesis, el empleo de una función intertemporal de utilidad permite incorporar como variable no sólo al ingreso sino también al riesgo (o variabilidad del ingreso). Se supone que el riesgo en el sector urbano, inicialmente alto, se reduce con el tiempo –gracias al desarrollo de una red de contactos que mejoran la posibilidad de conseguir empleo– a tal punto que se vuelve menor al existente en el sector rural. Entonces, la migración rural hacia las ciudades ocurre si una persona desea intercambiar su actual nivel de riesgo por uno más alto en el presente, pero menor en el futuro¹⁰.

Stark y Lehari (1982) sostienen que el modelo basado en la hipótesis del ingreso esperado no incluye realmente al riesgo como variable. Dicha hipótesis explica el que algunas migraciones ocurran con menores ingresos esperados en las áreas urbanas, mediante una función de utilidad intertemporal en la que el ingreso urbano futuro esperado va a ser mayor, de tal modo que compense el menor ingreso esperado inicial. No se incluye, explícitamente, el riesgo ni la variabilidad de ingresos. Los mencionados autores, en su crítica, sostienen que el ingreso esperado es un factor positivo para la migración, mientras que el riesgo es un factor negativo (los migrantes derivan su utilidad del ingreso y su desutilidad del riesgo). Si los ingresos esperados son iguales en ambos sectores, pese al alto riesgo en el sector urbano la migración puede ocurrir con el fin de minimizar el riesgo. Así pues, ya no es un proceso de maximización del ingreso esperado sino uno de minimización del riesgo.

En base a su análisis, Stark y Lehari sugieren que la creación o perfeccionamiento de un mercado de seguros rural podría hacer decrecer la migración de zonas rurales a zonas urbanas. Así sucede en el caso en la producción de coca, la cual tiene un alto riesgo por ser una actividad ilegal, pero es irónicamente menos riesgosa que otros cultivos gracias a que el crédito está rápidamente disponible (los narcotraficantes lo facilitan a los productores), con lo que se reduce además la incertidumbre sobre la cosecha final. Así, el proceso de migración campesina hacia la región cocalera es más un resultado de la aversión al riesgo que de atracción por el riesgo.

10. Katz y Stark (1986) restan importancia a esta explicación porque ella impone límites estrechos al factor de descuento intertemporal.

Por otro lado, existe una tendencia creciente en la teoría económica a plantear que el agente económico relevante es la familia y no el individuo¹¹. De acuerdo a este enfoque, la migración de un individuo permite diversificar el ingreso de la familia, disminuyendo, por esta razón, el riesgo conjunto. Katz y Stark (1986) plantean un modelo donde la familia es la unidad de análisis. Por un lado, se supone que el jefe de familia es la única autoridad. En segundo lugar, se plantea que la familia y el migrante realizan un arreglo cooperativo con el objetivo básico de intercambiar riesgos y establecer seguros mutuos. Estos mecanismos deben ser tales que permitan controlar los problemas de agente principal o de riesgo moral (*moral hazard*)¹².

Stark y Bloom (1985) y Stark (1981) han sugerido el empleo del análisis de portafolio para el diseño de modelos de migración. En base a ese análisis, Revilla (1992) construye un modelo simple que permite explicar el proceso de asignación de la oferta laboral, desde la perspectiva de maximización de utilidad de una familia campesina aversa al riesgo. En el modelo, el proceso de migración se origina en el sector rural (agrícola) y se dirige hacia el sector urbano (industrial) o hacia el sector cocalero. La toma de decisiones (qué producir o hacia dónde deben ir sus miembros) está a cargo de la familia, en tanto ésta es la unidad de producción en la agricultura. Estas decisiones se toman buscando aumentar los ingresos conjuntos de la familia o disminuir el riesgo inherente a la actividad agrícola. Buscando maximizar su utilidad, esta familia decide el patrón de migración, asignando a sus miembros en diferentes sectores, entre los cuales existen diferenciales de ingresos y estructuras de riesgo particulares.

4. Análisis empírico de la migración hacia la región cocalera

En base al modelo de portafolio simple planteado en Revilla (1992)¹³, se analiza en esta sección la migración hacia las áreas productoras de coca. En el modelo planteado, la migración es entendida como una función de los diferenciales de ingreso, por un lado, y la percepción del riesgo que supone la migración hacia áreas alternativas, por el otro.

11. A nivel teórico este tema es desarrollado en Kotlikoff y Spivak (1981), y a nivel empírico en Lucas y Stark (1985).

12. Por ejemplo, el migrante podría subvaluar los ingresos obtenidos en las áreas urbanas o sobrevaluar el costo de vida, para incrementar su propio excedente. Si la migración es de dos o más miembros de la familia, pueden también generarse problemas por la formación de una eventual coalición.

13. Modelos de portafolio en la literatura de finanzas fueron desarrollados originalmente por Tobin (1958), Sharpe (1964) y Merton (1973). Una prueba empírica de estos modelos es sugerida por Fama y MacBeth (1973).

Formalmente, el enfoque de portafolio supone que, en cada uno de los dos sectores de la economía hacia los cuales puede migrar el campesino, hay dos grupos de variables: ingresos esperados (Z_i) y varianzas de los ingresos (σ_i^2). En general, la asignación de trabajo al sector cocalero se puede representar como:

$$L = f((Z_1 - Z_2), \sigma_i) (1)$$

para $i = 1, 2$ (1=región productora de coca, 2=Lima)

Esta ecuación en forma reducida permite definir los efectos de cambios en los ingresos y en el riesgo sobre la asignación de trabajo en la región cocalera. Los signos de las derivadas parciales serían los siguientes:

$$\begin{aligned} \partial L / \partial Z_1 > 0, \partial L / \partial Z_2 < 0, \partial L / \partial (Z_1 - Z_2) > 0 \text{ por el lado del ingreso;} \\ \partial L / \partial \sigma_1 < 0, \partial L / \partial \sigma_2 > 0, \text{ por el lado del riesgo.} \end{aligned}$$

Para la regresión se ha empleado una medida agregada de L : el trabajo total asignado a la región del valle del Alto Huallaga (donde se produce la mayor parte de la hoja de coca en el Perú y se procesa la mayor parte de la pasta básica de cocaína). Esta variable ha sido aproximada mediante datos sobre la tierra asignada al cultivo de coca en la región (para lo cual se dispone de una serie de tiempo trimestral desde 1980 hasta 1990)¹⁴.

En cuanto a las variables explicativas, la primera –diferencial de ingresos laborales esperados– se aproxima mediante la diferencia entre el salario promedio en el referido valle¹⁵ y el salario mínimo en Lima Metropolitana¹⁶. Para la segunda variable explicativa –medida del riesgo– se usan variables *proxy* de las varianzas del ingreso esperado¹⁷, porque no se dispone de medidas sobre la distribución de ingresos en base trimestral. Dichas variables *proxy* son el desempleo en el sector urbano¹⁸ (medido por la inversa del índice de empleo en el

14. En los anexos 1 y 2 se explican los supuestos hechos, y se detallan las fuentes y series construidas.

15. En el cálculo de los salarios en este valle, cuando se reporta la entrega de alimentos como pago parcial, se ha incluido su valor aproximado.

16. Estos ingresos son medidos en miles de intis constantes a precios de 1979. Mayor información sobre ambas variables se presenta en los anexos 1 y 2.

17. La varianza no es siempre la mejor medida del riesgo. Existen funciones de utilidad en las que una reducción de la varianza, manteniendo el ingreso esperado constante, no implica necesariamente un aumento de la utilidad esperada (lo que hace, por lo tanto, que la varianza no sea un buen indicador de riesgo). Sin embargo, si la función de utilidad es cuadrática, o la distribución de la función de ingreso está completamente descrita por su media y su varianza, la varianza es todavía monótonicamente decreciente en utilidad (Newbery y Stiglitz 1981: 76-77).

18. Esta variable ha sido ampliamente utilizada como variable de riesgo en los modelos de migración.

sector de pequeños comerciantes de Lima), y un índice de actos de violencia –en su mayoría de carácter político– tanto en Lima como en el Valle del Alto Huallaga¹⁹ (la violencia, dada la situación política peruana en el periodo estudiado, es una buena aproximación al riesgo, considerando al conjunto de la economía o a las dos áreas geográficas involucradas en este estudio).

4.1. *Estimación del modelo considerando el riesgo en el sector urbano*

El objetivo de esta sección es analizar los efectos de las variables **diferencial de ingresos, riesgo en el sector urbano y desempleo en el sector urbano**, sobre la variable **trabajo asignado a la región cocalera por parte de los campesinos**. Esta especificación corresponde al análisis más convencional de las causas de la migración, donde se incluyen los ingresos y la probabilidad de encontrar empleo tal como lo plantea la hipótesis del ingreso esperado. La ecuación a evaluar es la siguiente:

$$COCA_t = C + \beta_1 DSA_t + \beta_2 VLI_t + \beta_3 DES_t + \mu_t \quad (2)$$

donde

$COCA_t$ es igual al logaritmo natural de la cantidad de trabajo asignado a la región cocalera en el periodo t ,

C es el intercepto,

DSA_t es el logaritmo natural de la diferencia entre el salario pagado a los campesinos en el valle del Alto Huallaga y el salario mínimo pagado a la mano de obra no calificada en Lima,

VLI_t es el logaritmo natural del número de actos de violencia en Lima,

DES_t es el logaritmo natural de la inversa del índice de empleo en el sector de pequeños comerciantes de Lima, y

μ_t es el término de error (aleatoriamente distribuido).

Para la estimación mediante el método de mínimos cuadrados ordinarios se asumen dos patrones distintos de comportamiento. La primera regresión toma

19. Las cifras usadas para ambas variables, así como la manera en que se obtuvieron, se presentan en los anexos 1 y 2.

al conjunto de datos como datos, es decir, no se corrige por estacionalidad. La segunda regresión incorpora variables *dummy* para corregir la estacionalidad de las series. Los resultados se presentan en las dos primeras columnas del cuadro 1.

Cuadro 1
Estimaciones de la ecuación (2)

	MCO		MCG		MC2E	
CONSTANTE	0.22 (67.81)	10.07 (63.84)	10.24 (85.52)	9.43 (135.05)	10.23 (60.32)	10.11 (71.32)
DSA	0.66 (8.03)	0.64 (8.03)	0.57 (9.75)	0.25 (5.28)	0.61 (5.78)	0.38 (2.82)
VLI	0.24 (6.19)	0.26 (6.74)	0.20 (6.56)	0.09 (3.75)	0.23 (2.91)	0.12 (2.20)
DES	3.07 (7.16)	3.09 (7.47)	3.87 (11.85)	0.003 (0.006)	2.80 (1.69)	2.38 (1.06)
TENDENCIA				0.05 (10.13)		0.02 (1.05)
D1		0.17 (2.07)	0.17 (2.81)	0.11 (2.98)	0.15 (2.27)	0.14 (2.45)
D2		0.12 (1.51)	0.13 (2.23)	0.13 (3.74)	0.12 (1.65)	0.13 (2.92)
D3		0.01 (0.06)	0.03 (0.43)	0.05 (1.49)	0.02 (0.21)	0.04 (0.97)
MM(1)			0.68	0.96 (3.93)	0.58 (5.33)	0.83 (2.81)
(2.45)						
MM(2)			0.73 (3.73)	0.82 (3.53)	0.60 (2.50)	0.80 (5.00)
MM(3)			0.47 (2.32)	0.38 (1.73)	0.37 (1.53)	0.49 (2.96)
MM(4)			0.11 (0.62)	0.10 (0.59)	0.10 (0.48)	0.14 (1.05)
R ² Ajustado	0.94	0.95	0.97	0.99	0.96	0.98
D. W.	1.02	0.86	1.89	1.97	1.87	1.77
B-P Q Stat.	47.73	66.29	8.76	9.69	4.78	8.73
N = 44.						

Los valores consignados entre paréntesis corresponden al estadístico t.

No se encontraron diferencias significativas entre las estimaciones de las dos especificaciones del modelo (con y sin variables *dummy* de estacionalidad). No obstante, la existencia de estacionalidad parece ser significativa, y permite un

mayor ajuste. En ambos casos los parámetros asociados al diferencial de salarios y a los factores de riesgo, son significativamente diferentes de cero. Los signos son positivos, como se esperaba, con una elasticidad de 3.09 para la variable desempleo urbano, 0.64 para el diferencial de salario, y 0.26 para los actos de violencia en el sector urbano.

El valor del estadístico Durbin-Watson es bastante bajo, lo cual sugiere la existencia de correlación serial positiva de primer orden entre los términos residuales de la regresión. Esto se confirma con el estadístico Box-Pierce (estadístico Q)²⁰, cuyos altos valores para las dos especificaciones permiten rechazar la hipótesis nula (no existencia de correlación serial entre los términos residuales).

Hay varias razones que pueden explicar la correlación entre los términos de error. La primera es que el modelo no esté completamente especificado, es decir, que no se hayan incluido algunas variables explicativas. Esto puede ser aplicable dada la dificultad que existe para medir el riesgo en general, en particular en el caso de la economía de la coca. Una segunda razón puede ser la subespecificación de la ecuación estimada, lo que es relevante en este caso porque la forma reducida de la ecuación del modelo es muy general: aun si se estimara la formulación original del modelo de portafolio (asumiendo una función de utilidad explícitamente consistente con un esquema de aversión al riesgo), se debe analizar la validez de dicha función de utilidad. La tercera fuente de correlación serial es la errada medición de la variable dependiente, lo que también puede ser relevante en el caso analizado.

Existen diferentes técnicas para corregir la correlación serial de los términos residuales. Mediante el análisis de las tablas de autocorrelación y autocorrelación parcial del procedimiento de identificación Box-Jenkins, se ha determinado que un proceso de media móvil (MM) puede explicar mejor la correlación serial de los residuos. Este procedimiento muestra los valores de la autocorrelación total o parcial de los errores, permitiendo identificar la especificación autorregresiva o de media móvil de los errores a ser analizada.

Para corregir los problemas de correlación entre los errores se ha usado el método de mínimos cuadrados generalizados, incluyendo las medias móviles de los errores²¹. En este caso, la estimación incorpora nuevamente las variables *dummy* que corrigen la estacionalidad de las series. Los resultados (tercera columna del cuadro 1), no son significativamente diferentes de los obtenidos antes. Los parámetros son significativamente diferentes de cero, no existiendo

20. El estadístico Box-Pierce es usado como prueba para las diferentes autocorrelaciones de los residuales, para un número M de rezagos. Si todas las autocorrelaciones son cero, entonces el término de error del modelo es llamado un «ruido blanco». Este estadístico está distribuido como una χ^2 -cuadrado con grados de libertad iguales a M menos el número de parámetros del modelo. A lo largo de este trabajo se utilizan veinte rezagos para la medición del estadístico Box-Pierce.

21. Este procedimiento es asintóticamente equivalente al método de máxima verosimilitud.

evidencia de correlación serial entre los residuos de la regresión (el estadístico Durbin-Watson tiene un valor cercano a 2, y el estadístico Box-Pierce tiene un valor de 8.76, lo que implica que no se puede rechazar la hipótesis nula de no correlación serial de los residuos, con una probabilidad de 0.98).

El uso de MM(1), MM(2), MM(3), y MM(4) es consistente con el hecho que la variable dependiente es explicada por un proceso de medias móviles de cuarto orden. Esto puede ser explicado por la estacionalidad de las series²². Los resultados de esta estimación son muy similares a los obtenidos en el caso en que no se incluyó las variables *dummy* de estacionalidad.

Todos los resultados parecen ser consistentes con el supuesto de una relación positiva entre la asignación de oferta de trabajo a la región cocalera, por un lado, y los diferenciales de salario entre las regiones cocaleras y el sector urbano, y el riesgo en la zona urbana, por el otro. Los estimadores son robustos; sin embargo, que en el sector urbano el desempleo y la violencia política hayan crecido mientras que los salarios reales han caído puede ser también explicado por un cambio estructural de la economía peruana. Como se sabe, durante la mayor parte de la década de los ochenta la economía peruana permaneció estancada, estancamiento que puede también explicar el crecimiento de la economía de la coca.

Con el objeto de controlar el mencionado efecto, se ha incluido en el análisis una variable de tendencia como variable *proxy* de los otros factores que habrían determinado el crecimiento de la actividad productora de coca. Mediante la variable de tendencia no sólo se pretende aproximar en qué grado la variable dependiente es explicada por la tendencia, sino también cuánto explican las variables independientes de dicha tendencia. En la cuarta columna del cuadro 1 se presenta el resultado de las estimaciones correspondientes.

Las mencionadas estimaciones muestran un comportamiento similar al obtenido antes, con la excepción de la variable desempleo urbano, la cual pierde su significancia estadística (lo que sugiere que el parámetro asociado a esta variable no es robusto). Los valores de las elasticidades estimadas para las variables diferencial salarial y violencia en el sector urbano siguen siendo positivos y estadísticamente significativos (aunque los parámetros son la mitad respecto a las estimaciones previas). La tendencia parece ser estadísticamente significativa, pero el valor del parámetro sugiere que su efecto sobre la oferta de trabajo en la región cocalera es pequeño.

Por otro lado, hay que señalar que una de las medidas de riesgo en el sector urbano, el desempleo, puede ser considerada como una variable endógena,

22. Un proceso de media móvil de n -ésimo orden incluye los $(n-1)$ medias móviles previas. Pero en el proceso de estimación utilizado, una n -ésima media móvil (MM(n)) sólo incluye la n -ésima media móvil. Este proceso permite mayor flexibilidad para escoger una especificación más precisa en caso que una media móvil intermedia no sea significativa para el ajuste.

aunque ha sido incluida como exógena. En efecto, se ha especificado al desempleo como determinante de la oferta de trabajo en la región cocalera, pero se puede establecer que la oferta laboral en dicha región afecta al desempleo urbano. Para resolver el problema de la simultaneidad entre estas variables se ha hecho una estimación mediante la aplicación del método de mínimos cuadrados bietápicos, incluyendo en la estimación al índice de producción industrial en Lima como un instrumento de la variable desempleo en el sector de pequeños comerciantes²³.

Los resultados de las estimaciones bietápicas son presentados en las columnas quinta y sexta del cuadro 1, y son similares a los obtenidos en estimaciones previas. Nuevamente, la estimación mediante mínimos cuadrados generalizados considerando un proceso de medias móviles ha permitido corregir la correlación serial de los errores. Los valores del estadístico Box–Pierce sugieren impiden rechazar la hipótesis nula de no correlación serial de los términos residuales, con 99% de probabilidad en ambos casos. En ambos casos (con y sin tendencia), los estimados de los parámetros correspondientes a las variables diferencial salarial y violencia en el sector urbano son positivos y significativos. En cambio, los estimados correspondientes a la variable desempleo urbano son no significativos.

Las diferentes estimaciones de este modelo de asignación de trabajo en la región cocalera han evidenciado que los diferenciales salariales influyen significativamente en el tamaño de la oferta de trabajo en el sector cocalero, con una elasticidad aproximada de 0.6 (0.4 si se considera a la variable tendencia). El nivel de violencia política en el sector urbano (representado por Lima) es también significativo, siendo sus elasticidades 0.2 y 0.1 respectivamente. Finalmente, el riesgo de ser desempleado en la región urbana tiene un efecto incierto, pues la alta elasticidad de la primera estimación (mayor que 3) pierde su significancia estadística con la inclusión de la tendencia como variable explicativa. La estimación bietápica, aun en el caso en que no se considera a la tendencia, muestra una baja significancia estadística para la variable desempleo urbano.

4.2. *Estimación del modelo considerando ingresos y riesgo en las dos regiones, mediante una especificación logarítmico-lineal*

En esta sección se presenta una especificación más general del modelo, incorporando nuevas variables explicativas. En lugar de considerar únicamente al sector urbano como fuente de riesgo, ahora se incluye a la variable riesgo en la región cocalera. Las variables de riesgo serán aproximadas mediante los actos de violencia política

23. Esto se hace porque la producción industrial en Lima está correlacionada con el empleo en Lima, pero no con el empleo en la región cocalera.

acaecidos en la provincia de Lima, por un lado, y en el valle del Alto Huallaga, por el otro.

Asumiendo como antes una especificación logarítmico-lineal para las variables, la ecuación a ser estimada es la siguiente:

$$\text{COCA}_t = C + \beta_1 \text{DSA}_t + \beta_2 \text{VLI}_t + \beta_3 \text{VCO}_t + \mu_t \quad (3),$$

donde a COCA, DSA y VLI (ya definidas en la ecuación 1) se ha añadido VCO como variable *proxy* del riesgo en la región cocalera, y es igual al logaritmo natural del número de actos de violencia en los departamentos de Huánuco y San Martín. Los resultados de la estimación son presentados en el cuadro 2.

Los resultados muestran que la elasticidad del diferencial de salarios, de 0.5, es estadísticamente significativa. Esto implica que un aumento de 10% en el diferencial de salarios llevaría a un aumento de 5% en la cantidad ofrecida de trabajo en la región cocalera. Por su parte, los estimados para las variables de riesgo son 0.16 y 0.23 para la región cocalera y el sector urbano, respectivamente. El estimado para el sector urbano tiene el signo esperado, pero el estimado para la región cocalera presenta el signo opuesto al teóricamente esperado.

Para determinar si el resultado obtenido se debe a que existe algún efecto atribuible más bien a una tendencia general de la economía peruana, se incluyó una variable de tendencia como variable explicativa. En realidad, muchos de los cambios experimentados por la economía peruana en los últimos tiempos han respondido al estancamiento durante la década de los ochenta. En dicho periodo se produjo una creciente migración hacia la región cocalera y, paralelamente, los actos de violencia tanto en el sector urbano como en el sector rural aumentaron año a año. La relevancia de la variable de tendencia para explicar la asignación de trabajo a la región cocalera responde a que, entre otras razones, los salarios reales en el sector urbano disminuían mientras el desempleo crecía. La violencia política puede ser interpretada como un signo más de la crisis económica.

La segunda columna del cuadro 2 incluye los resultados de la estimación. La variable de tendencia es estadísticamente significativa²⁴. Como en las anteriores estimaciones, el parámetro correspondiente al diferencial de salarios es positivo y estadísticamente significativo. Respecto a las variables de riesgo, la elasticidad de la violencia en la región cocalera es ahora negativa (-0.06) y estadísticamente significativa. Esto se debe a que la influencia de la tendencia está ahora explícita,

24. Una prueba de coeficientes nulos en la regresión de la segunda columna del cuadro 2, en comparación a la primera columna, da valores bastante altos para la χ^2 -cuadrado, con una probabilidad cercana a 0 de que ese estimado sea nulo. Así pues, la variable de tendencia parece ser significativa en esta estimación.

Cuadro 2
Estimaciones de la ecuación (3)

CONSTANTE	10.18 (51.44)	10.02 (128.62)	10.01 (141.66)
DSA	0.50 (3.96)	0.31 (6.65)	0.36 (7.26)
VCO	0.16 (2.72)	-0.06 (-1.92)	-0.06 (-2.33)
VLI	0.23 (4.27)	0.10 (4.34)	0.08 (3.93)
TENDENCIA		0.05 (15.33)	0.05 (18.22)
ALAN			0.24 (6.02)
D1	0.09 (0.87)	0.10 (2.65)	0.12 (3.76)
D2	0.09 (0.93)	0.09 (2.14)	0.14 (4.31)
D3	-0.02 (-0.22)	0.01 (0.31)	0.05 (1.62)
MM(1)	0.50 (2.46)	0.96 (4.81)	0.38 (1.99)
MM(2)	0.62 (3.13)	0.68 (2.70)	0.27 (1.39)
MM(3)	0.47 (2.37)	0.31 (1.61)	-0.25 (-1.49)
MM(4)	0.13 (0.64)	0.09 (0.65)	-0.56 (-3.46)
R ² Ajustado	0.91	0.99	0.99
D.W.	1.91	1.99	1.86
B-P(Q)	9.31	13.53	7.15
N = 44.			

Los valores consignados entre paréntesis corresponden al estadístico t.

no estando oculta en esta variable de riesgo ni en las otras variables explicativas. La elasticidad de la violencia en el sector urbano es aún significativa, pero ahora su valor es de 0.10.

Uno de los principales supuestos para justificar el uso de la tendencia es que durante la década de los ochenta la economía experimentó una contracción importante. No obstante, esto no fue cierto en 1986 y 1987 (Webb y Fernández-Baca 1991: 362). En estos años, las políticas heterodoxas aplicadas por el gobierno de Alan García impulsaron fuertemente el crecimiento de la demanda agregada. Para corregir este efecto se incluye una variable *dummy* para los años de expansión económica. Los resultados son mostrados en la tercera columna del cuadro 2.

La inclusión de la variable *dummy* para los años de heterodoxia en la política económica no sólo mantiene la consistencia de los resultados con lo obtenido en las estimaciones previas, sino que los hace aun más significativos. En efecto, la variable *dummy* es significativa y hace que la bondad de ajuste de la estimación mejore (los estadísticos t son más altos).

4.3. Estimación mediante una especificación translogarítmica

La anterior especificación logarítmico-lineal más general del modelo parece ser apropiada para explicar la asignación de trabajo en la región cocalera en base a diferenciales de ingreso y riesgos específicos. Sin embargo, esa especificación tiene el problema de ser restrictiva en los parámetros: su carácter logarítmico-lineal impone un conjunto de restricciones que el modelo original no tenía. Para realizar la estimación del modelo sin restricciones, conviene pues utilizar una especificación diferente.

Una especificación todavía más general del modelo es la forma funcional translogarítmica. Esta forma funcional tiene dos ventajas respecto a las anteriores: impone menores restricciones a las relaciones entre las variables, y es considerada una buena aproximación a cualquier función arbitraria²⁵.

Para el caso del trabajo asignado a la región cocalera como función del diferencial de salarios y de variables de riesgo en las dos regiones, la función translogarítmica tiene la siguiente forma:

$$\text{COCA} = \beta_0 + \sum_{i=1}^3 \beta_i \ln x_i + 1/2 \sum_{i=1}^3 \sum_{j=1}^3 \beta_{ij} \ln x_i \ln x_j \quad (4),$$

25. La función translogarítmica (definida usualmente para una función de costos), es considerada como una buena aproximación Taylor de segundo orden para una función arbitraria de costos.

donde $\ln X_1$ es el logaritmo natural del diferencial de salarios (DSA), $\ln X_2$ es el logaritmo natural del riesgo en la región cocalera (número de actos de violencia en el valle del Alto Huallaga, VCO), y $\ln X_3$ es el logaritmo natural del riesgo en el sector urbano (número de actos de violencia en Lima, VLI).

Así pues, la función a estimarse es la siguiente:

$$\begin{aligned} COCA_t = & C + \beta_1 DSA_t + \beta_2 VLI_t + \beta_3 VCO_t + \beta_{1,1} (DSA)_t^2 \\ & + \beta_{2,2} (VLI)_t^2 + \beta_{3,3} (VCO)_t^2 + \beta_{1,2} (DSA)(VLI)_t \\ & + \beta_{1,3} (DSA)(VCO)_t + \beta_{2,3} (VLI)(VCO)_t + \mu_t \end{aligned} \quad (5)$$

Al optar por la especificación translogarítmica no sólo se está eligiendo una forma funcional menos restrictiva en la estimación, sino que se incorporan mayores relaciones entre las variables explicativas. Los resultados de las estimaciones se presentan en el cuadro 3.

Al igual que en las estimaciones previas, los estimados mínimo cuadráticos presentan correlación serial en los errores, por lo cual se emplea el procedimiento de identificación de Box-Jenkins para encontrar la especificación que mejor corrige el problema de autocorrelación. En este caso, un proceso de medias móviles de segundo orden parece ser el mejor procedimiento, según se desprende de los valores del estadístico Box-Pierce (Q).

Los estimados obtenidos, corrigiendo el problema de autocorrelación de errores y sin ajuste estacional, son similares a los obtenidos con variables *dummy* de estacionalidad, pero tienen una significancia estadística mayor. Más aun, la estacionalidad no parece ser significativa (dados los valores de los estadísticos t). Por lo tanto, el análisis se basará en los estimadores obtenidos con el método de mínimos cuadrados generalizados sin considerar la estacionalidad de las series (véase la tercera columna del cuadro 3). Los coeficientes estimados son los siguientes:

$$\begin{aligned} COCA_t = & 10.75 + 2.00 DSA_t + 0.68 VLI_t - 1.02 VCO_t + 0.43 (DSA)_t^2 \\ & - 0.08 (VLI)_t^2 + 0.17 (VCO)_t^2 - 0.77 (DSA)(VCO)_t \end{aligned} \quad (6)$$

Ahora, a diferencia de lo que sucedía con la especificación logarítmico-lineal, las elasticidades no son constantes. En lo que sigue, cada elasticidad presentada mide el cambio relativo en el trabajo asignado a la región cocalera, cuando se produce un cambio en alguna de las tres variables explicativas. Las elasticidades presentadas (las derivadas parciales de la variable dependiente con respecto a cada variable independiente) consideran sólo los estimados de los coeficientes estadísticamente significativos²⁶.

26. Al usar las derivadas parciales y no la derivada total como definición de elasticidad, se está asumiendo que DSA, VCO y VLI son variables independientes y exógenas entre sí.

Cuadro 3
Estimación de la ecuación (5)

	MCO		MCG	
CONSTANTE	10.89 (14.06)	10.96 (13.69)	10.75 (17.01)	10.53 (15.55)
DSA	1.99 (1.51)	2.38 (1.72)	2.00 (1.83)	1.76 (1.49)
VCO	-0.99 (-1.79)	-1.12 (-1.99)	-1.02 (-2.18)	-1.00 (-2.08)
VLI	0.36 (1.32)	0.37 (1.30)	0.68 (2.86)	0.61 (2.46)
(DSA) ²	0.32 (0.94)	0.42 (1.20)	0.43 (1.53)	0.41 (1.36)
(VCO) ²	0.09 (0.85)	0.08 (0.74)	0.17 (1.90)	0.14 (1.48)
(VLI) ²	-0.04 (-0.70)	-0.05 (-0.83)	-0.08 (-1.51)	-0.07 (-1.22)
(DSA)(VCO)	-0.42 (-1.76)	-0.43 (-1.78)	-0.77 (-3.74)	-0.65 (-3.07)
(DSA)(VLI)	-0.08 (-0.23)	-0.16 (-0.45)	0.13 (0.47)	0.12 (0.39)
(VLI)(VCO)	0.17 (0.82)	0.21 (1.00)	0.08 (0.50)	0.12 (0.66)
D1		0.13 (1.28)		0.13 (1.55)
D2		0.09 (0.83)		0.09 (1.03)
D3		-0.01 (0.18)		-0.002 (-0.03)
MM(1)			0.76 (4.55)	0.47 (2.66)
MM(2)			0.47 (2.89)	0.47 (2.77)
R ² Ajustado	0.92	0.92	0.95	0.94
D. W.	1.25	1.22	2.00	1.87
B-P (Q)	29.57	32.51	7.49	6.97
N = 44.				

Los valores consignados entre paréntesis corresponden al estadístico t.

La elasticidad de la oferta de trabajo en la región cocalera con respecto al diferencial de salarios, es representada por:

$$\epsilon_{\text{dsa}} = 2.00 + 0.43 (\text{DSA}) - 0.77 (\text{VCO}) \quad (7)$$

El término constante de la elasticidad de la oferta de trabajo con respecto al diferencial de salarios es 2.00, y el valor del coeficiente para el término (DSA)² es 0.43. Ello significa que la función que relaciona DSA y COCA no sólo es positiva, sino además creciente (convexa), de tal modo que a mayores incrementos en el diferencial de salarios, mayor el aumento en la oferta de trabajo. En otras palabras, la elasticidad de COCA con respecto a DSA aumenta con el nivel de DSA. Así, la migración hacia la región cocalera no sólo aumenta con mayores diferenciales de salarios, sino que aumenta a tasas crecientes.

El coeficiente de VCO en la ecuación (7) muestra que un aumento de la violencia en la región cocalera disminuirá el valor de la elasticidad total. Esto es, que la respuesta de la oferta de trabajo a cambios en los diferenciales de ingreso será menor en un valor constante determinado por el coeficiente de (DSA)(VCO) en la ecuación (6). Debe notarse que la disminución del efecto en la oferta de trabajo debido a mayores diferenciales de salario, significa que el intercepto no ha cambiado pero que la tasa a la cual la oferta de trabajo aumenta con mayores diferenciales de salario, disminuye cuando la violencia política de la región crece.

Por su parte, la elasticidad de la asignación de trabajo a la región cocalera con respecto a la variable de riesgo en dicha región (VCO) es representada por:

$$\epsilon_{\text{vco}} = -1.02 + 0.17 (\text{VCO}) - 0.77 (\text{DSA}) \quad (8)$$

El estimado del coeficiente del logaritmo del riesgo en la región cocalera es igual a -1 , lo que implica una elasticidad unitaria negativa de la oferta de trabajo con respecto a la violencia en esa región: en la medida que la violencia en la región cocalera aumente, la oferta de trabajo disminuirá a la misma tasa. El valor del coeficiente para (VCO)² igual a 0.17 muestra que a medida que el nivel de violencia aumenta, el valor absoluto de la elasticidad decrece; en otras palabras, el efecto adicional de la violencia como disuasivo de la migración es menos importante a medida que la violencia absoluta aumenta. Este resultado puede ser explicado por el hecho que algún nivel de violencia es disuasivo, pero el ser humano de alguna manera se torna indiferente al entorno violento cuando el número de actos de violencia crece.

El coeficiente negativo de -0.77 para la variable DSA en la ecuación (8) muestra que un aumento en el diferencial salarial disminuye el valor absoluto del efecto de la violencia en la región cocalera sobre la migración. Para un nivel de violencia dado en la región, mayores diferenciales de salario disminuyen la elasticidad. Aunque este resultado parece contraintuitivo, una posible explicación

es que a crecientes niveles de diferencial salarial los trabajadores se hacen más ricos, y la percepción del riesgo que involucra la violencia se hace mayor, por lo que crece la respuesta negativa a la violencia en la región cocalera.

Finalmente, la elasticidad de la asignación de trabajo en la región cocalera con respecto a cambios en el nivel de riesgo en el sector urbano (VLI) e representada por:

$$\epsilon_{vli} = 0.68 - 0.08 (VLI) \quad (9)$$

Como era de esperar, el efecto de la violencia en el sector urbano sobre la migración hacia la región cocalera es positivo. El valor del término constante de la elasticidad estimada es 0.68, y el coeficiente para $(VLI)^2$ es -0.08 . Esto significa que el efecto de la violencia política en Lima sobre la migración hacia la región cocalera disminuye a mayores niveles de violencia.

En síntesis, la especificación translogarítmica brinda mayor información que la forma funcional logarítmico-lineal, que es muy restrictiva en tanto no considera los cambios de las elasticidades estimadas ante cambios en las variables del modelo. La prueba de coeficientes nulos evidencia la superioridad de la forma funcional translogarítmica respecto a la logarítmico-lineal²⁷.

4.4. Estacionariedad de las series de tiempo

Para poder determinar si es mejor utilizar una variable de tendencia o tomar las enésimas diferencias a las variables de la regresión, se debe analizar la estacionariedad de las series involucradas. Si éstas evidencian ser estacionarias y el modelo es estimado en niveles (tomándose las variables como son), los estimados serán válidos para los procedimientos de inferencia utilizados en la regresión. Si, en cambio, las series son no estacionarias, las variables deben ser diferenciadas para obtener estimadores insesgados.

Se define a una serie de tiempo como débilmente estacionaria si tiene media, varianza y covarianzas finitas, y todos ellas independientes en el tiempo. En forma más rigurosa, el término de perturbación μ_t en una regresión es un proceso estacionario estocástico, si para cualquier valor de τ , μ_t tiene media cero, una varianza constante y no está correlacionada con alguna otra variable en la secuencia (Harvey 1991: 23–30).

La estacionariedad es un supuesto básico de los procedimientos de inferencia estándares de los modelos de regresión. Si una serie es no estacionaria, ello

27. Al probar la hipótesis nula de significancia de las variables añadidas en la especificación translogarítmica de la segunda columna del cuadro 9, en comparación a la especificación logarítmico-lineal de la segunda columna del cuadro 6, el valor χ^2 -cuadrado es 25.58. Así, se puede rechazar la hipótesis nula (que los coeficientes añadidos sean iguales a cero) con una confiabilidad casi absoluta.

invalida muchos resultados estándares de la regresión. Una serie no estacionaria se refleja en la presencia de una raíz unitaria, y si una serie debe ser diferenciada d veces para hacerla estacionaria, se dice que es integrada de orden d . Para analizar la estacionariedad de la serie se usa la prueba de raíces unitarias.

En el análisis se ha utilizado la ecuación (3) para probar si existe o no estacionariedad. El cuadro 4 muestra los resultados del análisis de las variables de dicha ecuación, para ver la presencia de raíces unitarias. Los resultados muestran que para la mayoría de las series no se puede negar la hipótesis de la presencia de raíces unitarias. Así, dada la existencia de raíces unitarias, si la regresión se hace en niveles y no en primeras diferencias, se puede presentar el problema de correlación espúrea, salvo que las variables estén cointegradas.

Si las series son no estacionarias e integradas de orden uno, su combinación lineal también sería integrada de orden uno. En este caso, si una variable representada por los residuos (que son una combinación lineal de las series en la regresión) tiene una raíz unitaria, entonces su varianza no converge. Pero si la regresión entre variables tiene algún sentido, sus residuos no pueden ser una combinación lineal de las series regresionadas, esto es, deben rechazar la presencia de raíces unitarias (siendo entonces estacionarios). Si los residuos son estacionarios, las variables se dicen cointegradas. En general, las variables están cointegradas si individualmente son no estacionarias, pero una combinación lineal de ellas es estacionaria.

En la segunda parte del cuadro 4 se evalúa la cointegración de las variables de la ecuación (3). La serie de la variable dependiente es regresionada con las series restantes (variables DSA, VCO, VLI, ALAN), una constante y una variable de tendencia. Los resultados muestran que las series están cointegradas. El análisis de la regresión realizada en niveles es, entonces, válido, y las propiedades de los estimadores obtenidos también lo son.

4.5. Estabilidad de los resultados

Otro problema de las series de tiempo es la sensibilidad de los parámetros a cambios en la estructura de tiempo de las series. Esto es, se debe saber si los parámetros son constantes a través del tiempo. Nuevamente, utilizando la regresión de la ecuación (3), se ha evaluado la estabilidad de los resultados mediante la omisión de los últimos cuatro, ocho y doce trimestres.

Los resultados de este ejercicio son presentados en los cuadros 5 y 6. El cuadro 5 incluye una variable *dummy* para los dos años de experiencia heterodoxa (ALAN), que en el cuadro 6 no está incluida²⁸. Los resultados de las pruebas de estabilidad respaldan la regresión postulada. En la especificación mayor (la del

28. El año listado al inicio de cada columna es el último año incluido en la regresión.

Cuadro 4
Prueba de raíces unitarias

X	ADF(0)	ADF(1)	ADF(2)	ADF(3)	ADF(4)
COCA	-0.42	-0.56	2.27	1.11	-0.63
DSA	-0.30	-0.19	-0.37	-0.78	-0.29
VCO	-5.03	-3.14	-3.09	-2.81	-2.65
VLI	-5.12	-4.49	-2.85	-2.14	-1.81
R(COC-AL)	-2.49	-2.60	-2.37	-2.61	-2.91

Nota: ADF(q), la prueba de Dickey-Fuller aumentada, es el estadístico t del valor estimado de rho en la regresión:

$$\Delta X_t = \text{CONSTANTE} + \text{TENDENCIA} + \rho X_{t-1} + \sum_{i=1}^q X_{t-i}$$

R(COCA-AL) son los residuos de la regresión de COCA en la variable ALAN. $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$. Los valores críticos por MacKinnon son -3.52 para un nivel de significancia de 5%, y -3.19 para un nivel de significancia de 10%.

Prueba de Engle-Granger para cointegración

	ADF(0)	ADF(1)	ADF(2)	ADF(3)	ADF(4)
COCA-Xs	-5.38	-5.84	-4.03	-3.11	-2.72

Nota: COCA-Xs es la regresión en la que la prueba para cointegración ha sido aplicada. Las variables evaluadas por cointegración son COCA, DSA, VLI y ALAN. Los valores críticos de MacKinnon son -5.14 para un nivel de significancia de 5%, y -4.76 para un nivel de significancia de 10%.

cuadro 5), las variables DSA, VCO y VLI mantienen el mismo signo y son estadísticamente significativas para los cuatro casos evaluados, además de tener parámetros relativamente estables. La única excepción es la regresión hasta finales de 1988, en la cual las variables DSA y VCO pierden significancia estadística y los parámetros son menores. Es interesante notar que los resultados de la regresión completa a fines de 1990 son muy similares a los de la regresión de fines de 1987, tanto en el tamaño de los parámetros como en su significancia estadística.

Los resultados presentados en el cuadro 6 muestran que la principal conclusión se mantiene. El valor de estos parámetros no cambia significativamente con la extensión del periodo escogido, pese a que el problema de la regresión a fines de 1988 persiste, y el tamaño y la significancia estadística de VCO parece

Cuadro 5
Primera prueba de estabilidad: regresión de la ecuación (3)

	1987	1988	1989	1990
CONSTANTE	10.16 (57.00)	9.75 (171.54)	9.88 (159.17)	10.01 (141.66)
DSA	0.50 (4.43)	0.05 (0.82)	0.22 (3.99)	0.36 (7.26)
VCO	-0.06 (-2.08)	-0.02 (-1.28)	-0.05 (-1.93)	-0.06 (-2.33)
VLI	0.08 (2.72)	0.04 (2.85)	0.08 (3.97)	0.08 (3.93)
TENDENCIA	0.04 (5.69)	0.06 (18.66)	0.05 (17.49)	0.05 (18.22)
ALAN	0.22 (4.10)	0.11 (4.54)	0.18 (6.42)	0.24 (6.02)
D1	0.11 (2.00)	0.11 (5.27)	0.11 (3.77)	0.12 (3.76)
D2	0.16 (4.69)	0.16 (8.14)	0.15 (5.12)	0.14 (4.31)
D3	0.05 (0.90)	0.07 (3.58)	0.07 (2.26)	0.05 (1.62)
MM(1)	0.46 (2.44)	0.85 (3.80)	0.52 (2.40)	0.38 (1.99)
MM(2)	-0.22 (-0.87)	0.65 (2.23)	0.34 (1.44)	0.27 (1.39)
MM(3)	-0.50 (-1.84)	0.26 (0.92)	0.24 (0.99)	-0.25 (-1.49)
MM(4)	-0.62 (-2.84)	-0.03 (-0.11)	0.04 (0.20)	-0.56 (-3.46)
R ² Ajustado	0.99	0.99	0.99	0.99
D. W.	1.91	1.97	1.97	1.86
B-P (Q)	7.84	6.26	6.64	7.15
	N=32	N=36	N=40	N=44

Los valores consignados entre paréntesis corresponden al estadístico t.

Cuadro 6
Segunda prueba de estabilidad: regresión de la ecuación (3)

	1987	1988	1989	1990
CONSTANTE	9.93 (164.23)	9.79 (138.77)	9.86 (173.50)	10.02 (128.62)
DSA	0.30 (4.45)	0.08 (1.00)	0.19 (3.88)	0.31 (6.65)
VCO	-0.02 (-1.28)	-0.02 (-0.91)	-0.05 (-2.22)	-0.06 (-1.92)
VLI	0.06 (3.12)	0.06 (3.06)	0.08 (4.83)	0.10 (4.34)
TENDENCIA	0.06 (16.74)	0.06 (15.13)	0.06 (21.31)	0.05 (15.33)
D1	0.12 (5.02)	0.10 (3.02)	0.11 (3.89)	0.10 (2.65)
D2	0.17 (6.74)	0.11 (3.42)	0.15 (5.61)	0.09 (2.14)
D3	0.06 (2.66)	0.03 (1.08)	0.07 (2.66)	0.01 (0.31)
MM(1)	0.91 (4.21)	0.91 (3.78)	0.86 (7.47)	0.96 (4.81)
MM(2)	0.85 (4.09)	0.80 (2.57)	0.77 (10.75)	0.68 (2.70)
MM(3)	0.48 (2.54)	0.19 (0.62)	0.97 (14.94)	0.31 (1.61)
MM(4)	0.13 (0.88)	0.06 (0.31)	0.77 (6.74)	0.08 (0.65)
R ² Ajustado	0.99	0.99	0.99	0.99
D. W.	1.79	1.78	1.83	1.99
B-P (Q)	6.12	18.22	17.09	13.53
	N=32	N=36	N=40	N=44

Los valores consignados entre paréntesis corresponden al estadístico t.

decrecer a medida que la extensión del periodo decrece. Considerando el problema de bajos grados de libertad y en tanto los periodos decrecen, se puede decir que los resultados son relativamente estables a través del tiempo.

5. Conclusiones

El crecimiento de la economía de la coca ha sido uno de los fenómenos más significativos para la economía peruana durante la década de los ochenta. Así lo demuestran el incremento de las exportaciones ilegales de coca, el número de los migrantes hacia el valle de Alto Huallaga, y la persistencia de salarios relativamente altos en dicho sector, en medio de una economía estancada.

Se ha aplicado en este estudio un modelo teórico de portafolio para analizar al proceso de decisión migratoria de una familia campesina. Los resultados sugieren que una unidad familiar maximizadora de su utilidad esperada, hace migrar a sus miembros no sólo de acuerdo a consideraciones de ingresos esperados, sino de aversión al riesgo. En efecto, a medida que la inestabilidad en el sector urbano crece, el flujo migratorio hacia la región cocalera repunta. Al mismo tiempo, un incremento en el riesgo en la región cocalera afecta la migración hacia esa región.

Utilizando diferentes variables y especificaciones, con el fin de afinar el poder explicativo del modelo sugerido, se han evaluado los factores determinantes de la migración hacia las regiones cocaleras. Los resultados son sugerentes. La estimación empírica de una especificación logarítmico-lineal del modelo muestra que los diferenciales de ingreso influyen significativamente en la cantidad de trabajo asignado al sector cocalero. Asimismo, la violencia política en el sector urbano también influye en el crecimiento del trabajo en los campos cocaleros, mientras que la violencia en la región cocalera hace que disminuya la migración hacia ella. En cambio, el desempleo en el sector urbano no tiene un efecto claro sobre los niveles de migración hacia la región cocalera.

Las variables utilizadas, aunque tienen propiedades no estacionarias, están cointegradas, validando por tanto los procedimientos de inferencia estándares. Una simple prueba de estabilidad de los parámetros muestra que no cambian significativamente a través del tiempo.

Empleando una especificación más general (translogarítmica), se muestra que el efecto de los diferenciales salariales sobre la migración a la región cocalera no sólo existe, sino que la respuesta de la migración ante cambios en dichos diferenciales es mayor a medida que es más alto el nivel del diferencial. En cuanto a las variables de riesgo, se muestra que la violencia en la región cocalera es un factor disuasivo de la migración, pero pierde importancia a medida que el nivel de violencia aumenta; a su vez, el nivel de violencia en el sector urbano estimula la migración hacia la región cocalera, pero el efecto decrece a medida que dicho nivel de violencia aumenta.

Bibliografía

- ALVAREZ, Elena
 1991 La economía ilegal de la coca en el Perú. Fundación Friedrich Ebert, Lima.
- ANDEAN REPORT
 1985-1990 **Andean Report**. Lima.APOYO
 1988-1990 **Perú Económico** (varios números).
- BEDOYA, Armando, y Francisco VERDERA
 1987 **Estudio sobre mano de obra en el Alto Huallaga**. Ronco Corporation, Lima.
- BRICEÑO, Juan y Javier MARTINEZ
 1989 «El ciclo operativo del tráfico ilícito de la coca y sus derivados: implicancias en la liquidez del sistema financiero». En LEON F. y R. CASTRO DE LA MATA: **Pasta básica de cocaína**. Cedro, Lima.
- CENTRO DE ESTUDIOS Y PROMOCION DEL DESARROLLO (DESCO)
 1989 **Violencia política en el Perú: 1980-1988** (2 volúmenes). Lima.
 1989-91 **Resumen semanal** (varios números).
- COLLINS, Jane L.
 1987 «Labor scarcity and ecological change». En LITTLE, Peter D. y Michael M. HOROWITZ: **Lands at risk in the Third World: local-level perspectives**. Westview Press, Boulder.
- DEERE, Carmen Diana, y Alain DE JANVRY
 1979 «A conceptual framework for the empirical analysis of peasants». En **American Journal of Agricultural Economics**, 61: 601-611.
- FAMA, Eugene F. y James D. MACBETH
 1973 «Risk, return and equilibrium: empirical tests». en: **The Journal of Political Economy**, 81: 607-636.
- GUILLET, David
 1981 «Surplus extraction, risk management and economic change among Peruvian peasants». En **The Journal of Development Studies**, 18: 3-24.
- HARRIS, John R. y Michael P. TODARO
 1970 «Migration, unemployment and development: a two-sector analysis». En **The American Economic Review**, 60: 126-142.
- HARVEY, Andrew C.
 1991 **The econometric analysis of time series**. The MIT Press, Cambridge.
- INSTITUTO LIBERTAD Y DEMOCRACIA
 1991 **Cifras sobre cocaleros** (mimeo). Lima.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADISTICA E INFORMATICA (INEI)
 1991 **Perú: compendio estadístico 1990-91** (dos volúmenes). Lima.

KATZ, Eliakim y Oded STARK

- 1986 «Labor migration and risk aversion in Less Developed Countries». En **The Journal of Labor Economics**, 4: 134-49.

KOTLIKOFF, Laurence J. y Avia SPIVAK

- 1981 «The family as an incomplete annuities market». En **The Journal of Political Economy**, 89: 372-391.

LAITY, Jim

- 1989 **The coca economy in the Upper Huallaga** (mimeo). Agencia para el Desarrollo Internacional, Lima.

LUCAS, Robert E. y Oded STARK

- 1985 «Motivations to remit: evidence from Botswana». En **The Journal of Political Economy**, 93: 901-18.

MALETTA, Héctor

- 1985 **Requerimientos de mano de obra en la agricultura peruana**. Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico, Lima.

MERTON, Robert C.

- 1973 «An intertemporal capital asset pricing model». En **Econometrica**, 41: 867-887.

MINISTERIO DEL INTERIOR DEL PERU

- 1990 **Proyecto especial de control y reducción del cultivo de coca. Alto Huallaga (CORAH)**. Lima.

MORALES, Edmundo

- 1986 «Coca and cocaine economy and social change in the Andes of Peru». En **Economic Development and Cultural Change**, 35: 143-61.

- 1989 **Cocaine: white gold rush in Peru**. The University of Arizona Press, Tucson.

NEWBERY, David M. y Joseph E. STIGLITZ

- 1981 **The theory of commodity price stabilization: a study in the Economics of Risk**. Clarendon Press, Oxford.

PAINTER, Michael

- 1986 «The value of peasant labour power in a prolonged transition to capitalism». En **The Journal of Peasant Studies**, 13: 221-37.

PERU REPORTING

- 1986-89 **Perú Report** (varios números). Lima.

REVILLA, Julio E.

- 1992 **The economic development of Peru: The cases of the external debt of the guano economy and migration of the coca economy**. (disertación para la obtención del doctorado). Boston University.

SHARPE, William F.

- 1964 «Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk». En **The Journal of Finance**, 19: 425-442.

- STARK, Oded
1981 «On the optimal choice of capital intensity in LDCs with migration». En **The Journal of Development Economics**, 9: 31-41.
- STARK, Oded y David E. BLOOM
1985 **The new economics of labor migration**. Discussion Paper 14. Migration and Development Program, Harvard University.
- STARK, Oded y David LEVHARI
1982 «On migration and risk in LDCs». En **Economic Development and Cultural Change**, 31: 191-96.
- TANTAHUILCA, Claudio
1989 **La economía cocalera y la violencia social** (ponencia presentada ante el Seminario Permanente de Investigación Agraria -SEPIA- en Cusco, entre el 27 y el 29 de abril).
- TOBIN, James
1958 «Liquidity preference as behavior towards risk». En **The Review of Economic Studies**, 25: 65-86.
- TODARO, Michael P.
1969 «A model of labor migration and urban unemployment in Less Developed Countries». En **American Economic Review**, 59: 138-48.
- WEBB, Richard, y Graciela FERNÁNDEZ BACA
1991 **Perú en números**. Cuánto, Lima.

ANEXO 1

Fuentes y metodología de los datos utilizados

El factor trabajo en el sector cocalero (COCA)

El total del trabajo utilizado en la producción de coca y pasta básica en el valle del Alto Huallaga ha sido calculado en base a los estimados totales de tierras dedicadas a la producción de coca en el valle. Este dato anual ha sido obtenido de Briceño y Martínez (1989) para los años comprendidos entre 1980 y 1987¹. Para calcular la tasa de crecimiento en 1980, se utilizó la producción estimada de coca de 1979 presentada por Maletta (1985) para el departamento de Huánuco. Para estimar el terreno dedicado al cultivo de coca en 1988, 1989 y 1990 se ha empleado la tasa de crecimiento del valor agregado agrícola de la coca, tal como es presentada por Webb y Fernández Baca (1991).

1. Esos datos han sido originalmente procesados por el Ministerio de Agricultura y otras agencias oficiales.

Las series anuales del tierra dedicada al cultivo de coca muestran el total de áreas cultivadas a fin de año. Los estimados trimestrales de la utilización del factor trabajo se obtienen haciendo algunos supuestos. La oferta de trabajo agrícola tiene un componente estacional (la cosecha, que se realiza entre cuatro y seis veces al año) y uno no estacional (la siembra y cultivo de la tierra). La oferta de trabajo industrial tiene sólo un componente no estacional. De acuerdo a Tantahuilca (1989), el coeficiente no estacional del trabajo utilizado en el sector agrícola es equivalente a 0.833 trabajadores al año por hectárea, o 250 días requeridos de un total de 300. El coeficiente del factor trabajo utilizado en la industria ha sido tomado de Alvarez (1991), quien estima un promedio de 0.5 unidades de trabajo industrial (pasta básica) por cada unidad de trabajo agrícola. Se supone también que la oferta de trabajo industrial y la agrícola no estacional crecen a una tasa constante durante el año. Para el trabajo agrícola estacional se han tomado los estimados trimestrales de utilización de trabajo para la producción de coca presentados por Maletta (1985). El componente estacional es obtenido multiplicando un número de hectáreas adicionadas en un año particular por el índice de estacionalidad trimestral y por 0.66 (o 198 de 300 días laborales). La suma de estos tres componentes da un estimado del trabajo utilizado en la producción de coca para cada trimestre.

Salarios en el sector cocalero (SALCO)

Para estimar los salarios en el sector cocalero del Alto Huallaga se han utilizado las diferentes medidas de salarios campesinos reportadas por distintas fuentes, tales como el Andean Report (1985-1990), Bedoya y Verdera (1987), Perú-CORAH (1990), Instituto Libertad y Democracia (1991), Laity (1989), Morales (1986) y (1989), Perú Económico (1989), Perú Report (1989), y Tantahuilca (1989). Los salarios presentados (la mayor parte de las veces reportados en dólares) han sido convertidos a miles de soles de 1979, al tipo de cambio del mercado paralelo. Para los trimestres en que no existía información disponible, se asumió una tasa de crecimiento constante de los salarios en dólares.

Salarios en el sector urbano (SALUR)

La variable que mide los ingresos en el sector urbano es el salario mínimo (dada la existencia de desempleo, dicho salario es otorgado a todo trabajador que consigue un puesto de trabajo; es también una buena medida del salario para el trabajo no calificado en el Perú). La fuente son las cifras mensuales publicadas en INEI (1991: Vol. 1, p. 460), y las series están en precios constantes de 1979, ajustados por el índice de precios al consumidor de Lima Metropolitana (obtenido de INEI 1991: Vol. 2, p. 351 y 355). Los datos trimestrales se han obtenido promediando los datos mensuales.

Desempleo (EMPL)

La primera variable usada como medida del riesgo en el sector urbano es el desempleo. No existen estadísticas mensuales ni trimestrales sobre el desempleo en Lima, pero existen índices mensuales del total empleado en algunos sectores. El índice de empleo utilizado es el que corresponde al empleo permanente en el sector de pequeños comerciantes de Lima. Esto es consistentemente presentado por el INEI en un informe sobre pequeña empresa, pero ya que es un índice de empleo, se ha utilizado la inversa del índice de empleo de los pequeños comerciantes en Lima para el desempleo en ese sector. La fuente es INEI (1991: Vol 1, p. 423).

Violencia política (VCOCA y VLIMA)

Esta variable se ha obtenido del número de actos de violencia en la provincia de Lima y en los departamentos de San Martín y Huánuco, entre 1980 y 1988 (DESCO 1989). El número incluye la mayor parte de actos de violencia de carácter político. Debe tenerse en cuenta que la distinción entre la violencia política y el crimen organizado no es siempre clara; aquí se supone que son equivalentes. Para 1989 y 1990 se ha usado el Resumen Semanal de Desco (1989-91).

Producción fabril (INDUS)

El índice de producción fabril usado como variable instrumental para el desempleo en el sector urbano, es el promedio trimestral del índice de volumen físico del la producción, tomado de INEI (1991: Vol. 2, p. 141).

ANEXO 2**Datos utilizados en la estimación de los modelos**

Trimestre	COCA	SALCO	SALUR	VCOCA	VLIMA	EMPL	INDUS
1980.1	18324	1.00	0.45	1	1	100.1	99.2
1980.2	21373	0.98	0.47	1	3	100.0	107.7
1980.3	21145	0.91	0.47	1	12	100.1	111.1
1980.4	20775	0.89	0.44	2	12	99.9	116.7
1981.1	26080	0.81	0.40	2	12	100.5	102.7
1981.2	30618	0.78	0.39	1	13	101.4	108.3
1981.3	30282	0.77	0.38	1	24	101.9	110.3
1981.4	29745	0.76	0.38	1	22	102.7	116.6
1982.1	32947	0.77	0.37	1	18	105.0	101.4
1982.2	36343	0.80	0.36	1	7	102.7	105.0
1982.3	36068	0.85	0.35	3	47	103.0	106.0
1982.4	35575	0.89	0.36	1	15	100.2	103.8
1983.1	42507	0.92	0.37	1	14	99.0	84.7
1983.2	48255	0.97	0.40	4	56	99.2	82.5
1983.3	47808	1.02	0.37	2	53	102.1	84.9
1983.4	47040	1.02	0.35	4	72	98.7	86.7
1984.1	60134	1.03	0.30	3	58	97.6	83.1
1984.2	70882	1.06	0.27	9	56	94.8	89.2
1984.3	70092	1.12	0.29	15	78	93.9	93.0
1984.4	68840	1.25	0.29	7	51	92.8	99.8
1985.1	82165	1.29	0.26	14	54	92.0	98.9
1985.2	94314	1.26	0.23	3	96	89.1	93.7
1985.3	93384	1.35	0.25	5	69	87.6	93.8
1985.4	91820	1.24	0.26	5	47	90.5	100.5
1986.1	113621	1.19	0.27	16	99	93.4	96.5
1986.2	132140	1.14	0.26	6	128	92.4	111.8
1986.3	130750	1.10	0.23	8	139	92.4	117.3
1986.4	128474	1.16	0.27	5	70	91.8	130.9
1987.1	143557	1.14	0.23	10	94	90.7	119.5
1987.2	158832	1.56	0.30	16	74	89.2	126.1
1987.3	157601	1.70	0.30	24	73	88.0	134.8
1987.4	155399	1.95	0.29	22	70	87.4	139.1
1988.1	164608	1.69	0.26	17	44	88.7	128.1
1988.2	174848	2.19	0.24	29	93	91.4	122.7
1988.3	173979	2.14	0.26	16	72	89.9	111.8
1988.4	172350	2.30	0.19	31	93	88.5	90.7
1989.1	171675	1.72	0.13	21	79	87.4	85.3
1989.2	173714	1.28	0.11	25	94	83.8	86.0
1989.3	173532	0.99	0.12	23	89	79.4	91.6
1989.4	173175	1.19	0.11	32	126	78.1	105.0
1990.1	174122	0.86	0.11	29	115	78.3	103.0
1990.2	175278	1.14	0.11	36	142	77.7	91.8
1990.3	175174	1.07	0.10	31	126	75.5	71.3
1990.4	174970	0.65	0.10	27	105	72.0	85.2

Fuentes: véase el anexo 1.