

Este proxecto técnico foi aprobado no Pleno do Consello Galego de Estatística do día 21 de novembro de 2008

37201 Índices de valor unitario para o comercio exterior e intracomunitario.

PROXECTO TÉCNICO

Obxectivo

O obxectivo desta operación é obter unha aproximación aos verdadeiros índices de prezos das operacións de exportación e/ou expedición (en adiante exportación) e importación e/ou introdución (en adiante importación) de mercadorías con orixe/destino en Galicia, excluindo o comercio coas restantes Comunidades de España.

Os índices de valor unitario (IVU) utilízanse como substitutos duns verdadeiros índices de prezos do comercio exterior de bens da Comunidade Autónoma de Galicia posto que os prezos aos que fan referencia non son bens singulares perfectamente diferenciados, senón conxuntos ou clases de bens máis ou menos homoxéneos.

Normativa/Xustificación

Eurostat recomenda para o cálculo de índices de prezos para a compilación das contas nacionais a elección de índices de Fisher (ou Paasche) encadeados. Así, o “Sistema europeo de contas” (SEC 95), en relación á obtención dun sistema integrado de índices de prezos e de volume, di no apartado 10.63: “La forma más adecuada de medir las variaciones interanuales de precio es mediante un índice de precios de Fisher. Las variaciones de precios para períodos más largos se obtendrán encadenando los movimientos interanuales de precios”, e no apartado 10.64 “... y los índices de precios de Paasche son una alternativa válida a los índices de Fisher”.

Por outra parte, o manual de índices de prezos de exportación e importación elaborado polos seguintes organismos: International Labour Office (ILO), International Monetary Fund (IMF), Organization for economic co-operation and development (OECD), Statistical Office of the European Communities (EUROSTAT), UN Economic Commission for Europe (UNECE) y el World Bank recomenda a utilización de índices exactos ou superlativos como formas de agregación, en concreto, índices de Fisher, Waslh e Törnqvist-Theil. En canto ao uso de índices encadeados recomenda o encadeamento se os prezos e cantidades dos períodos adxacentes son máis similares que os prezos e cantidades de períodos máis distantes. O manual advirte que os índices de valor unitario calculados de fontes de aduanas poden ter nesgo debido ao non cumprimento da propiedade de proporcionalidade e de identidade. Os

índices de valor unitario teñen unha cobertura máis ampla que os índices de prezos obtidos por enquisa e o custo da súa elaboración é menor que o dunha enquisa.

Tendo en conta o anterior e o elevado crecemento do volume de comercio exterior en Galicia: o grao de apertura da economía galega en termos de comercio con outros países pasou dun 30,1% en 1995 a un 57,1% en 2006 e o número de produtos comerciados creceu un 19,8% pasando de 5.825 produtos en 1995 a 6.977 en 2006, optouse pola elaboración de índices encadeados de Fisher.

Seguidamente explícase brevemente as principais vantaxes dos índices encadeados e as decisións que se tomaron para o encadeamento de índices de Fisher.

A vantaxe principal dos índices encadeados é a de manter unha estrutura de valoración actualizada, evitando os problemas de envellecemento e os nesgos de substitución que unha base fixa é susceptible de xerar. Por outra parte esta metodoloxía presenta o inconveniente da perda xeneralizada de aditividade transversal e en menor medida temporal.

A utilización de índices de prezos de Fisher implica que a fórmula de agregación de índices elementais é media xeométrica dos índices de Paasche e Laspeyres. Os índices elementais son os compoñentes de máis baixo nivel para os que se obteñen índices e nos que non interveñen ponderacións

Nos índices de prezos de Paasche a fórmula de agregación de índices elementais é a seguinte:

$$ivu_{s/t}^A = 1 / \sum_{i \in A} \omega_{is}^P (1 / ivu_{s/t}^i)$$

sendo: s,t os períodos temporais que se comparan (s período actual, t período inicial), i os índices elementais que entran no agregado A e ω_{is}^P as ponderacións dos índices elementais i utilizando os valores do período s (período actual).

Nos índices de prezos de Laspeyres a fórmula de agregación de índices elementais é a seguinte: $ivu_{s/t}^A = \sum_{i \in A} \omega_{it}^L (ivu_{s/t}^i)$

sendo: s,t os períodos temporais que se comparan (s período actual, t período inicial), i os índices elementais que entran no agregado A e ω_{it}^L as ponderacións dos índices elementais i utilizando os valores do período t (período inicial).

Á vista destas fórmulas poderíamos concluir que as ponderacións que se utilizan para agregar índices de prezos de Paasche están permanentemente actualizadas e non sería preciso obter índices encadeados para actualiza-las ponderacións, mentres que nos índices de Laspeyres as ponderacións son as do ano base e permanecen constantes para todo o período de cálculo.

O problema da non actualización da fórmula de Paasche en base fixa provén de dous factores:

1. As clases elementais que entran no cálculo (seleccionadas), que permanecen constantes ao longo do tempo, son sempre as do período base.
2. Os índices das clases elementais, que comparan prezos actuais con prezos do ano base, estes últimos obtéñense coa estrutura mensual do ano base.

Estas consideracións tamén rexen para os índices de Laspeyres engadindo neste caso, como se dixo anteriormente, as ponderacións constantes do ano base.

Os inconvenientes derivados da non actualización do período base xorden da introdución ou eliminación de produtos, cambios técnicos ou de preferencias, etc que ocasiona que aparezan ou desaparezan clases elementais ou que cambie a composición interna das mesmas (efecto composición) co conseguinte cambio de valor unitario. Tamén pode ocorrer que a dinámica estacional presente no período base, e que inflúe no cálculo do valor unitario neste período, se modifique ao longo do tempo co que se deterioraría a comparabilidade.

A forma de resolver o problema derivado destes factores consiste en efectuar comparacións entre períodos que disten o menos posible (por exemplo, un período) mediante “eslabóns”:

$$eivu_{s/s-1}^{A,P} = 1 / \sum_{i \in A} \omega_{is} (1/eivu_{s/s-1}^i) \text{ no caso de eslabóns de Paasche e}$$

$$eivu_{s/s-1}^{A,L} = \sum_{i \in A} \omega_{i,s-1} eivu_{s/s-1}^i \text{ no caso de eslabóns de Laspeyres}$$

sendo: s o período temporal, i os eslabóns elementais que entran no agregado A e ω_{is} , $\omega_{i,s-1}$ as ponderacións dos eslabóns elementais i nos períodos s e s-1 respectivamente.

Os eslabóns elementais calcúlanse do mesmo xeito que os índices elementais especificados no apartado anterior.

A continuación, o índice entre 0 e t será:

$$ivu_{t/0}^{A,J} = eivu_{t/t-1}^{A,J} eivu_{t-1/t-2}^{A,J} \dots eivu_{1/0}^{A,J} = \prod_{s=1}^t eivu_{s/s-1}^{A,J} \text{ onde } J \in \{L, P, F\} \text{ facendo referencia}$$

ao tipo de índice, L=Laspeyres, P=Paasche ou F=Fisher

O índice encadeado opera de forma ideal se se cumpre a condición de circularidade. Utilizando eslabóns de Laspeyres ou de Paasche esta cumprese só de xeito aproximado, se ben as dinámicas habituais de prezos e cantidades que se observan nas economías de mercado aseguran que a aproximación é bastante boa.

Este tipo de índice carece de período base nun sentido estrito. Posúe un período no que, arbitrariamente, vale 100. Este período denomínase “de referencia”.

A aplicación do concepto de índice encadeado a series económicas de alta frecuencia (mensual ou trimestral) plantexa dous problemas importantes:

1. As oscilacións introducidas polos compoñentes estacional (aproximadamente periódicas) e irregular, que poden distorsionar e complicar, especialmente, as comparacións entre dous períodos adxacentes.
2. A conveniencia de que as estimacións de alta e baixa frecuencia sexan cuantitativamente consistentes, isto é, que os datos de baixa frecuencia poidan derivarse a partir dos de alta.

Respecto ao primeiro punto, o prezo base e as clases elementais poden ser estacionais, polo que se plantexa a conveniencia de desestacionalizalos mediante o uso dunha referencia anual. Respecto ao segundo punto, o uso de encadeamentos mensuais (trimestrais) en índices mensuais (trimestrais), isto é, a concatenación de índices comparando prezos actuais cos do mes (trimestre) anterior pode dar lugar a desviacións sistemáticas ou derivas que o desvían do seu homólogo anual. Esta deriva é maior canto máis intensa e estable é a pauta estacional ou, se se prefire, canto máis distintos son as subseries anuais de índice mensual (trimestral) respecto á serie anual obtida por agregación temporal das mesmas.

Podemos propoñer diferentes métodos de encadeamento anual, poderíamos utilizar a información anual (solapamento anual) para a selección de clases e o cálculo dos prezos base ou ben poderíamos utilizar un subperíodo do ano anterior como pode ser o último mes (solapamento mensual). A utilización desta segunda posibilidade basease en que a ruptura que se produce cando se compara o primeiro mes dun ano con respecto ao último do ano anterior é menor neste caso.

A utilización do solapamento anual ten como vantaxe que posúe a mesma estrutura que o seu homólogo anual, polo tanto os eslabóns mensuais son temporalmente consistentes cos anuais, no solapamento mensual prodúcense menos descontinuidades pero pérdese a consistencia temporal e poden introducirse fontes adicionais de variación estacional e irregular.

Estas consideracións dan lugar a que consideremos que tanto as clases seleccionadas como os prezos base tomen como referencia a estrutura do ano inmediatamente precedente debido sobre todo á consistencia temporal e a que para poder utilizar o solapamento mensual, este debería presentar unha pauta moi estable do compoñente estacional para garantir a plena representatividade intraanual e isto só se pode conseguir con certeza aplicando métodos de desestacionalización antes de computar o índice encadeado..

Fontes. Información de base

A información estatística de base consiste nos rexistros administrativos do “Departamento de Aduanas e Impuestos Especiales” da “Agencia Estatal Tributaria”, que recollen mensualmente as operacións de comercio exterior de bens que se producen en España. Os datos descárganse directamente da páxina web da “Agencia Estatal Tributaria”.

A estatística do comercio exterior de España obtense a partir das seguintes fontes:

- Comercio con terceiros países, ten como base a Declaración de despacho en Aduana (DUA ou Documento Único Administrativo)
- Comercio intracomunitario, dende o ano 1993, non existen fronteiras entre os países que integran a Unión Europea nin, polo tanto, formalidades aduaneiras. Por tanto, en xeral, estableceuse a obriga por parte dos operadores económicos de formalizar a Declaración estatística Intrastat, que recolle as correspondentes operacións intracomunitarias. Dita declaración constitúe a base para a obtención dos datos estatísticos do comercio entre los Estados membros.

A elaboración da estatística de comercio exterior adaptase ás correspondentes normas comunitarias, entre las que destacan:

- Regulamento (CEE) nº 3330/91, do Consello, de 07-11-91, que constitúe a norma base para as estatísticas do comercio entre os Estados membros.

- Regulamento (CEE) nº 3046/92, da Comisión, de 22-10-92, que fixa as disposicións de aplicación del Regulamento base anterior.

- Regulamento (CE) nº 1172/95, do Consello, de 22-05-95, que constitúe a norma base para as estatísticas del comercio da Comunidade e dos seus Estados membros con terceiros países.

- Regulamento (CE) nº 840/96, da Comisión, de 07-05-96, que fixa as disposicións de aplicación do Regulamento base anterior.

Para o cálculo dos índices de valor unitario, a información de interese nestes rexistros é: o fluxo (exportacións ou importacións), o país de orixe ou destino, o produto (clasificado por códigos da Nomenclatura Combinada (NC) ou do Arancel Aduaneiro Comunitario Integrado (TARIC)), o valor da operación, o peso, o número de unidades da mercancía negociada e a provincia de orixe ou destino.

Para a asignación da provincia utilízase o campo provincia de orixe/destino dos datos do Departamento de Aduanas, no caso de que este campo apareza sen valor asígnase a provincia segundo a variable provincia domicilio fiscal do importador/exportador.

Procedemento de cálculo

Os índices de valor unitario encadeados baséanse na selección anual de grupos de produtos homoxéneos chamados clases elementais das que se obteñen valores unitarios (como aproximación de prezos). Cos valores unitarios destas clases realízanse comparacións interanuais que logo se encadean para obter os índices.

Esquemáticamente, o cálculo dos índices realízase segundo o seguinte proceso que logo se detalla:

- a) Definición das clases elementais, é dicir, dos elementos ou conxuntos de elementos que se considera que forman un todo indiferenciado.
- b) Cálculo dos valores unitarios das clases elementais.
- c) Selección das clases elementais para as que se pode estimar o valor unitario de forma fiable.

- d) Cálculo dos índices elementais.
- e) Cálculo dos IVU agregados para grupos de utilización.
- f) Tratamento das clases elementais non seleccionadas e cálculo de índices para ramas de actividade.
- g) Depuración.

a) Definición das clases elementais.

Como xa se comentou anteriormente as clases elementais son grupos de produtos homoxéneos, o ideal é ter clases o máis desagregadas posibles para asegurar a súa homoxeneidade, pero, debido á variedade de situacións, ao reducido tamaño mostral (cando non directamente a falta de observacións) e a posible existencia de erros favorece a consideración de clases amplas.

As clases elementais defínense a partir da intersección das cinco características seguintes:

1. Fluxo:

Diferénciase entre importacións e exportacións.

2. Zona xeográfica:

Posto que a desagregación xeográfica debe supoñer unha partición nos datos do comercio exterior, realizouse a seguinte desagregación, que pode resultar un pouco artificiosa.

Consideraranse catro zonas xeográficas:

Países da zona euro (Área UEM): Alemaña, Francia, Italia, Holanda, Bélxica, Luxemburgo, Irlanda, Grecia, España, Portugal, Austria e Finlandia.

Países da Unión Europea que non pertencen á área UEM (Área UE): Dinamarca, Reino Unido, Suecia, República Checa, Chipre, Estonia, Letonia, Lituania, Hungría, Malta, Polonia, Eslovenia e Eslovaquia.

Países da OCDE que non pertencen á área UE (Área OCDE): Australia, Canadá, Islandia, Xapón, Corea do Sur, México, Nova Zelandia, Noruega, Suíza, Turquía, Estados Unidos.

Resto de países (Área RM).

Para tódalas áreas se tivo en conta os países integrantes no ano de referencia, é dicir, a 1 de xaneiro de 2005.

3. Clasificación CUCI:

Defínense as clases elementais a partir dos grupos da CUCI (Clasificación unificada do comercio internacional). A CUCI reagrupa en categorías a clasificación TARIC (coa que se clasifican orixinariamente os datos) atendendo aos materiais empregados, a etapa de elaboración e o uso final.

4. Grupo de utilización (GU):

Este é un criterio de clasificación baseado na Contabilidade Nacional e, polo tanto, específico do noso país. Utilízase a clasificación a catro díxitos, que ten en conta un total de 28 grupos distintos, para definir as clases elementais. Ver anexo III.

5. Tipo de Unidade:

Optouse por considerar como criterio adicional para definir a clase elemental o tipo de unidade en que se mide a operación, de maneira que na actualidade se dous produtos están medidos en distintas unidades pertencerán a dúas clases elementais diferentes, aínda que estean asignados ao mesmo GU e á mesma CUCI.

En resumo, as clases elementais de partida obtéñense a partir de tódalas interseccións que se poden dar entre fluxo de comercio, zona xeográfica, GU a catro díxitos, grupos CUCI e tipo de unidades, aínda que na determinación do número real de clases posibles hai que ter en conta, por exemplo, que non tódolos tipos de unidades se poden dar en tódolos grupos CUCI. As variables GU e CUCI obtéñense a partir das correspondencias entre estas clasificacións e o TARIC, que é clasificación de produtos utilizada no comercio exterior.

b) Cálculo dos valores unitarios das clases elementais.

Sexa a clase elemental i , da cal observamos n operacións no mes t , por un valor total

$v_t^i = \sum_{j=1}^n v_{jt}^i$, $j=1, \dots, n$. A forma natural de estimar o valor unitario desta clase é a partir de

$$vu_t^i = \frac{v_t^i}{q_t^i} = \frac{v_t^i}{\sum_{j=1}^n q_{jt}^i}$$
 onde q_{jt}^i denota a cantidade negociada na operación j -ésima. A expresión

anterior é equivalente a:
$$vu_t^i = \frac{\sum_j p_{jt}^i q_{jt}^i}{\sum_j q_{jt}^i} = \sum_j f_{jt}^i p_{jt}^i$$
 sendo $p_{jt}^i = \frac{v_{jt}^i}{q_{jt}^i}$ o prezo da operación

j -ésima e $f_{jt}^i = \frac{q_{jt}^i}{\sum_j q_{jt}^i}$

Polo tanto, o valor unitario da clase i no momento t é unha media ponderada dos prezos das operacións pertencentes a esa clase que se realizan en t , onde as ponderacións reflicten a importancia relativa da cantidade negociada na operación j respecto ao total de operacións realizadas no período.

O principal inconveniente de utilizar valores unitarios é o efecto composición, que pode aparecer cando se modifica a estrutura relativa do comercio dentro da agrupación onde se está a calcular o valor unitario. Nestes casos, o valor unitario pode variar porque se alterou a estrutura, aínda que non se modificaran os prezos dos artigos. Por exemplo, considérense dous artigos con prezos de importación 5 e 6 unidades monetarias respectivamente no período t , sendo 2 e 3 o número de unidades importadas de cada un deles. O valor unitario obtense como a suma do valor de ambas transaccións, 28, dividida polo número de unidades, 5, sendo igual a 5,6. Se en vez de importar 2 unidades do primeiro se importaran 10, mantendo a mesma hipótese acerca dos prezos, o valor unitario ascendería a 5,2, un 7% inferior ao primeiro.

c) Selección das clases elementais.

A información estatística de base non garante que se poida calcular un valor unitario representativo do total das operacións efectuadas para tódalas clases elementais observadas. Isto lévanos a deseñar un método de selección das clases elementais para as que efectivamente podemos estimar valores unitarios de forma fiable, e un procedemento para tratar as clases elementais que non foron seleccionadas.

Na selección inicial das clases, excluíronse a priori aqueles produtos nos que os prezos non se axustan á evolución xeral como, por exemplo, as xoias e as obras de arte. Tamén foron eliminados os buques e as aeronaves porque a súa presenza na “cesta” non está asegurada tódolos meses. Os produtos excluídos son os seguintes grupos da clasificación CUCI: 667, 792, 793, 811, 896, 897, 899, 911, 931, 961, 971 cuxa descrición se mostra no anexo I.

En canto aos problemas que impiden a estimación fiable de valores unitarios e que condicionan o tratamento que se lles dará a tódalas clases, podemos agrupalos en dous:

1) O problema do tamaño mostral:

Refírese á necesidade de ter un número mínimo de observacións mensuais da clase elemental para poder calcular o correspondente IVU de forma regular. O criterio xeral é incluír aquelas clases cun tamaño mostral mínimo de 162 observacións no ano. Considéranse tamén aquelas clases que aínda que non cumpran o criterio do tamaño teñan un peso elevado no comercio do fluxo, orixe, GU (1 dix) ao que pertencen.

Para a determinación do tamaño mostral mínimo calculouse o número medio de observacións mensuais por clase para o período que vai de 2002 a 2005 e observouse que se consideramos as clases con máis de 13,44 observacións por mes a porcentaxe destas que non teñen información nalgún mes é dun 4%, para baixar esta porcentaxe a un 3% habería que tomar clases de máis de 15,63 observacións mensuais.

2) O problema da homoxeneidade das clases:

Tódolos produtos coas mesmas unidades que pertencen ao mesmo GU a catro díxitos e ó mesmo grupo CUCI intégranse nunha única clase elemental, e trátanse como bens equivalentes no cómputo do valor unitario da clase. Na maior parte dos casos estes produtos son, de feito, moi similares, e as vantaxes asociadas a este tratamento común superan aos inconvenientes da agregación. Sen embargo, nalgúns casos non será así e teremos clases elementais demasiado heteroxéneas, de maneira que os valores unitarios estimados serán pouco representativos dos prezos das operacións efectivamente realizadas.

A homoxeneidade das clases non se mide de forma directa en función das características técnicas ou físicas dos produtos que integran a clase, nin pola dispersión dos prezos que integran as operacións; considérase que hai un problema que debe ser tratado cando o estimador do valor unitario sexa inestable, entendendo por un estimador inestable o que ten un coeficiente de variación elevado.

Supoñendo que a varianza dos prezos é constante no tempo (todos os meses do mesmo ano) e dentro da clase, $\text{var}(p_{ijT}) = \sigma_{iT}^2$, onde o sub-índice i refírese ás clases elementais, o sub-índice j fai referencia aos distintos produtos dentro da clase e o sub-índice T fai referencia ao ano.

Entonces a varianza do valor unitario estimado é $\text{var}(vu_{iT}) = \text{var}(\sum f_{ijT} p_{ijT}) = \sigma_{iT}^2 \sum f_{ijT}^2$ e o

seu coeficiente de variación é: $cv(vu_{iT}) = \frac{\sqrt{\text{var}(vu_{iT})}}{\text{media}(vu_{iT})} = \frac{\sigma_{iT} \sqrt{\sum f_{ijT}^2}}{vu_{iT}}$. Considérase que a

clase é suficientemente estable se este coeficiente de variación é inferior ao 35%.

Esta restrición deixaría fóra da selección clases cunha composición heteroxénea, nas que a estimación do valor unitario é pouco robusta, e que presentan un elevado volume de comercio. De aí que, en vez de estimar os valores unitarios como medias ponderadas dos prezos de tódalas operacións realizadas, utilizamos un procedemento de estimación robusta baseado en L-estimadores. Utilízanse medias recortadas r_1+r_2 , onde cada prezo individual se pondera pola cantidade (peso ou número de unidades) relativa de cada rexistro respecto ao total de observacións efectivas:

$$p_{iT} = \sum_{j=[nr_1]+1}^{n-[nr_2]} w_{i(j)T} p_{i(j)T} \quad \text{onde} \quad w_{ijT} = \frac{q_{ijT}}{\sum_{j=[nr_1]+1}^{n-[nr_2]} q_{ijT}}$$

$$[nr_1]+1 \leq j \leq n - [nr_2]$$

sendo $p_{i(1)t}, p_{i(2)t}, \dots, p_{i(n)t}$ os n prezos individuais ordenados de menor a maior, $w_{i(j)t}$ as correspondentes ponderacións e $[x]$ a parte enteira de x .

En definitiva, a modificación consiste en que se eliminan as $[nr_1]$ operacións con prezos máis baixos e as $[nr_2]$ operacións con prezos máis altos.

O procedemento polo que se decide o tipo de recorte é o seguinte: calcúlase o coeficiente de variación enunciado anteriormente para cada clase seleccionada segundo o tamaño (máis de 162 observacións no ano) ou recuperada debido ao seu alto peso no comercio do fluxo, orixe, GU (1 díx.). Se este é inferior ou igual ao 35% a clase entra a formar parte das seleccionadas.

Se o coeficiente de variación é superior ao 35% calcúlanse:

- a) Os coeficientes de variación utilizando as seguintes medias recortadas 0+0, 0+5, 5+0, 5+5, 0+10, 10+0, 5+10, 10+5, 0+15, 15+0, 10+10, 5+15, 15+5, 10+15, 15+10, 15+15.
- b) A cobertura intraclase, que se define como o cociente entre o valor total das operacións efectivamente utilizadas para estimar o valor unitario e o valor total das operacións inicialmente dispoñibles.

Seleccionase o recorte que satisfaga que o coeficiente de variación é inferior ao 35% sempre que a cobertura intraclase sexa superior ao 50%.

Os cálculos para seleccionar o tipo de recorte realízanse utilizando toda a información anual da clase, no cálculo dos índices mensuais aplicamos o recorte aos datos do mes en curso establecendo qué operacións debemos deixar fóra do cálculo.

No anexo II móstranse o número de clases elementais seleccionadas e a cobertura das mesmas por fluxo e grupos de utilización a 1 díxito (GU 1 = bens de consumo, GU 2 = bens de investimento e GU 3 = bens intermedios). Defínese a cobertura neste caso como a porcentaxe do valor total das operacións das clases elementais seleccionadas sobre o valor total do agregado. Hai que ter en conta que as coberturas están calculadas excluindo os bens aos que fai referencia o segundo parágrafo deste apartado.

d) Cálculo dos índices elementais.

Os índices elementais son os compoñentes de máis baixo nivel para os que se obteñen índices e nos que non interveñen ponderacións, estes índices correspóndense cos índices de clases elementais.

Os índices elementais calcúlanse do seguinte modo:

Índices de Paasche:

$i\nu_{(t,T)[0]}^{i,P} = \frac{vu_t^i}{\overline{vu}_0^{i,P}}$ onde i é a clase elemental i , (t,T) é o mes t do ano T (período actual), 0 é o

período base (que pode ser un ano, un mes, un trimestre ou outra referencia temporal que se

decida) e $\overline{vu}_0^{i,P} = \frac{\sum_{t \in 0} v_t^i}{\sum_{t \in 0} q_t^i}$ é o valor unitario da clase i no período base que se calcula como o

cociente entre o valor comercialo da clase no período base e a cantidade comerciada no mesmo período.

No caso de que o período base sexa un ano ou un trimestre, este cálculo é equivalente á obtención dunha media harmónica ponderada dos valores unitarios mensuais da clase i no período base, obtendo a ponderación do valor comercialo en cada mes como se pode ver na

seguinte fórmula: $\overline{vu}_0^{i,P} = \frac{\sum_{t \in 0} v_t^i}{\sum_{t \in 0} q_t^i} = 1 / \left(\sum_{t \in 0} \omega_t^i (1/vu_t^i) \right)$

índices de Laspeyres:

$i\nu_{(t,T)[0]}^{i,L} = \frac{vu_t^i}{\overline{vu}_0^{i,L}}$ onde i é a clase elemental i , (t,T) é o mes t do ano T (período actual), 0 é o

período base (que pode ser un ano, un mes, un trimestre ou outra referencia temporal que se

decida) e $\overline{vu}_0^{i,L} = \sum_{t \in 0} \omega_t^i vu_t^i$ é o valor unitario da clase i no período base que se calcula como a

media aritmética ponderada dos valores unitarios mensuais se o período base ten unha frecuencia inferior á mensual. A ponderación utilizada é a porcentaxe do valor comercialo da clase i no mes t sobre o total do ano base 0 .

No caso dos índices de valor unitario que presentamos o período base é o ano $T-1$.

e) Cálculo dos IVU agregados por grupos de utilización.

Primeiro selecciónanse para todos os anos as clases elementais seguindo os criterios apuntados no apartado c).

Calcúlanse os eslabóns das clases elementais seleccionadas ou eslabóns elementais:

$$eivu_{(t,T)[T-1]}^{i,J} = \frac{vu_t^i}{\overline{vu}_{T-1}^{i,J}} \text{ onde } i \text{ é a clase elemental seleccionada, } t \text{ o mes e } T \text{ o ano e } J \in$$

{L(Laspeyres), P(Paasche)} e

$$\overline{vu}_{T-1}^{i,P} = \frac{\sum_{t \in T-1} v_t^i}{\sum_{t \in T-1} q_t^i} = 1 / \left(\sum_{t \in T-1} \omega_t^i (1/vu_t^i) \right) \text{ é o valor unitario da clase } i \text{ no ano } T-1 \text{ que se calcula}$$

como unha media harmónica ponderada dos valores unitarios mensuais da clase i no ano $T-1$, os pesos son as porcentaxes do valor comerciado cada mes sobre o total anual.

$$\overline{vu}_{T-1}^{i,L} = \sum_{t \in T-1} \omega_t^i vu_t^i \text{ é o valor unitario da clase } i \text{ no ano } T-1 \text{ que se calcula como a media}$$

aritmética ponderada dos valores unitarios mensuais. A ponderación utilizada é a porcentaxe do valor comerciado da clase i no mes t do ano $T-1$ sobre o total anual.

Os eslabóns elementais de Fisher calcúlanse como a media xeométrica dos eslabóns de Paasche e Laspeyres:

$$eivu_{(t,T)[T-1]}^{i,F} = (eivu_{(t,T)[T-1]}^{i,P} eivu_{(t,T)[T-1]}^{i,L})^{(1/2)}$$

A partir dos eslabóns das clases elementais seleccionadas obtéñense os eslabóns dos agregados GU a 4 díxitos por fluxo e orixe, sexa o agregado A :

$$eivu_{(t,T)[T-1]}^{A,P} = \frac{\sum_{i \in A} v_{(t,T)}^i}{\sum_{i \in A} v_{(t,T)}^i \frac{1}{eivu_{(t,T)[T-1]}^i}} \text{ no caso de eslabóns de Paasche e}$$

$$eivu_{(t,T)[T-1]}^{A,L} = \sum_{i \in A} \omega_{i,T-1} eivu_{(t,T)[T-1]}^i \text{ no caso de eslabóns de Laspeyres, onde } i \text{ fai referencia ás}$$

clases elementais seleccionadas do agregado A e $\omega_{i,T-1}$ son as ponderacións da clase i no agregado A no ano $T-1$.

Calcúlase o eslabón de Fisher como a media xeométrica dos eslabóns de Paasche e Laspeyres:

$$\text{eivu}_{(t,T)[T-1]}^{A,F} = (\text{eivu}_{(t,T)[T-1]}^{A,P} \text{eivu}_{(t,T)[T-1]}^{A,L})^{(1/2)}$$

A partir dos eslabóns dos GU a 4 díxitos por fluxo e orixe o proceso de agregación é o mesmo que o descrito anteriormente tendo en conta que as ponderacións para os eslabóns de Paasche e de Laspeyres inclúen a información de tódalas clases, tanto seleccionadas como non seleccionadas.

Por último, calcúlanse os índices con ano de referencia 2005 a partir dos eslabóns para calquera agregación A, para isto realizamos o seguinte procedemento:

Definimos primeiro o eslabón anual para o ano T e o agregado A do seguinte xeito:

$$\text{eivu}_{T,[T-1]}^{A,P} = \frac{\sum_{t \in T} v_t^A}{\sum_{t \in T} v_t^A \frac{1}{\text{eivu}_{(t,T)[T-1]}^{A,P}}} \text{ no caso de eslabóns de Paasche,}$$

$$\text{eivu}_{T,[T-1]}^{A,L} = \sum_{t \in T} \omega_t^A \text{eivu}_{(t,T)[T-1]}^{A,L} \text{ no caso de eslabóns de Laspeyres, e}$$

$$\text{eivu}_{T,[T-1]}^{A,F} = (\text{eivu}_{T,[T-1]}^{A,P} \text{eivu}_{T,[T-1]}^{A,L})^{(1/2)} \text{ con eslabóns de Fisher.}$$

Este eslabón é unha media harmónica ponderada dos eslabóns mensuais da clase A na agregación de Paasche e unha media aritmética ponderada en Laspeyres. Esta definición é congruente co resultado que se obtería para os eslabóns anuais do agregado A se se utiliza a información anual sen ter en conta os meses.

Para o todos os meses de 1995 (os eslabóns calcúlanse a partir de 1995 xa que o primeiro ano para o que se seleccionan clases elementais é 1994, os anos anteriores presentan problemas na información que fan que o seu cálculo non sexa moi fiable sen a utilización doutra metodoloxía ou depuración máis exhaustiva da información) o índice de calquera agregado A é igual que o seu eslabón correspondente, formalmente:

$$\text{ivu}_{(t,1995)}^{A,J} = \text{eivu}_{(t,1995)[1994]}^{A,J} \quad t=1, \dots, 12, J \in \{L, P, F\}$$

o índice do agregado A para os seguintes anos é:

$$ivu_{(t,T)}^{A,J} = eivu_{(t,T)[T-1]}^{A,J} eivu_{T-1,[T-2]}^{A,J} \dots eivu_{95,[94]}^{A,J} = \left(\prod_{k=1995}^{T-1} eivu_{k,[k-1]}^{A,J} \right) eivu_{(t,T)[T-1]}^{A,J}, \quad T > 1995, \quad J \in \{L, P, F\}$$

P, F}, onde o primeiro termo é o índice anual encadeado dende 1995 ata T-1 e o segundo é o eslabón mensual tomando como base o ano anterior.

Este índice así calculado pásase a referencia ano 2005=100 do seguinte xeito:

$$ivu_{(t,T)2005}^{A,J} = ivu_{(t,T)}^{A,J} / \left(\prod_{k=1995}^{2005} eivu_{k,[k-1]}^{A,J} \right) \quad J \in \{L, P, F\}$$

onde o primeiro termo é o índice do agregado A no mes t do ano T anteriormente descrito e o segundo termo representa o índice anual encadeado dende 1995 ata 2005.

f) Tratamento das clases non seleccionadas e cálculo de índices por ramas de actividade.

A diferenza do que ocorre noutros índices de prezos da economía (prezos ao consumo, industriais ou prezos percibidos polos agricultores, por exemplo), no cálculo dos IVU agregados interveñen tódalas clases elementais que integran o comercio exterior. Isto implica que é preciso asignar IVU para aquelas clases sobre as que non se dispón de información adecuada nos rexistros de aduanas. En todo caso, un requisito esencial do sistema é que toda clase elemental teña o seu IVU, ben estimado a partir das súas propias operacións comerciais ou ben imputado a partir doutros IVU.

O procedemento de imputación é o seguinte, tanto para índices de Laspeyres como de Paasche: unha vez calculados os eslabóns segundo o apartado anterior para os distintos niveis de agregación dos grupos de utilización onde se partiu dos eslabóns das clases elementais seleccionadas (con información), realízase un proceso de imputación descendente no nivel de agregación (de maior grao de agregación a menor grao), por exemplo, se algún cruce fluxo \times zona non ten información para calcular o eslabón impútaselle o eslabón do fluxo correspondente e así sucesivamente utilizando en cada paso os eslabóns imputados se fose necesario ata chegar ao nivel de clase elemental.

Este sistema de imputación garante que se se volve a replicar o proceso de obter eslabóns de agregados a partir das clases elementais con información e das imputadas, os eslabóns permanecen inalterados.

A continuación calcúlanse eslabóns para as ramas de actividade, que utilizan os eslabóns de clase imputados anteriormente para garantir que os eslabóns dos índices agregados totais coincidan tanto por destino económico como por rama de actividade.

Tamén se podería haber optado por realizar as imputacións dende a óptica das ramas de actividade en lugar do destino económico, pero posto que as clases elementais están definidas utilizando o destino económico entre outras variables, o proceso de imputación é máis natural que o criterio do destino económico.

A partir dos eslabóns de cada unha das agregacións posibles obtéñense os índices de valor unitario encadeando os eslabóns tal e como se explica no apartado anterior.

g) Depuración.

Un dos principais inconvenientes dos IVU é a súa elevada volatilidade, xa que reproducen a irregularidade das estatísticas aduaneiras, que constitúen a súa materia prima, os frecuentes erros cometidos polos operadores cando enchen os campos de pesos e unidades nas súas declaracións, dan lugar tamén a valores unitarios extremos. Ademais, o “efecto composición” é outra fonte habitual de valores atípicos.

Por todo isto compre depurar estes valores atípicos para eliminar no posible o seu efecto sobre os índices finais. O proceso de depuración que se realizou foi o seguinte: dado que ás clases elementais se lles esixe un criterio de homoxeneidade utilizando toda a información anual, que marca como valores atípicos aqueles rexistros que fan que o coeficiente de variación da clase sexa superior ao 35%; e posteriormente se utiliza o tipo de recorte seleccionado coa información anual para levar a cabo os recortes mensuais; pode ocorrer que unha observación atípica tendo en conta a información anual non o sexa dende a punto de vista mensual. Polo tanto excluíronse para o cálculo dos valores unitarios aqueles rexistros que se eliminaban anualmente e que non se consideraban atípicos cando se realizaba o procedemento mensualmente, sempre e cando a cobertura intraclase non descendese do 50%.

Logo desta depuración primaria, o procedemento consistiu en obter para cada agregado (empezando de maior grao de agregación a menor e restrinxindo o proceso ata o nivel de dous díxitos GU e ata o nivel de rama de actividade publicada) unha medida da variabilidade (desviación típica) dos eslabóns para o período 1995-2006 e estudar os meses onde estes eslabóns quedan fóra do intervalo $(1+2\sigma, 1-2\sigma)$ sendo σ a desviación típica.

Difusión:

Publicaranse mensualmente os seguintes índices tanto para importacións como para exportacións e distinguindo por áreas xeográficas, UEM, UE, OCDE, RM e Total. (As áreas xeográficas inclúen todos os países da mesma, a área OCDE e RM é unha partición da información mentres que a UEM está contida na UE e esta á súa vez na OCDE):

- IVU total, que abarca todo o comercio exterior.
- Por destino económico dos bens
 - a) Bens de consumo, que se consideran a un dígito (1, Bens de consumo total) e a dous díxitos (11 Alimenticio e 12 Non alimenticio).
 - b) Bens de investimento, que se consideran a un dígito (2, Bens de investimento total).
 - c) Bens intermedios, que se consideran a un dígito (3, Bens intermedios total) e tamén a un detalle intermedio entre un e dous díxitos, xa que se separan por un lado o GU 32 (enerxéticos) e polo outro o agregado 31+33 (non enerxéticos: agricultura, silvicultura e pesca, e industriais).
 - d) Non enerxético, definido como o IVU de todo o comercio exterior exceptuando os bens enerxéticos de consumo (GU 1221) e intermedios (GU 32).

A descrición dos GU pódese consultar no anexo III

Por ramas de actividade só se publican índices para exportacións e importacións sen distinguir por áreas xeográficas:

Publícanse índices de 25 ramas de actividade para os produtos importados, 27 ramas de actividade de exportación. Subseccións da CNAE-93 e seccións da CNAE-93. A descrición das ramas encóntrase no anexo III

En principio, os índices que se publican son os únicos que realmente merecen certa confianza en canto a representatividade e cobertura. Se se descende a niveis maiores de desagregación, por exemplo GU a dous díxitos, xa non hai garantías de que tódolos IVU considerados nesta desagregación sexan fiables; loxicamente ocorrerá que a ese nivel os IVU que se obteñen son representativos para moitos GU, que ademais son os que achegan a maior parte do valor do comercio exterior galego. Obviamente canto máis se desagregue maiores son os problemas de representatividade dos índices de valor unitario.

A cobertura dos índices de valor unitario para o período 1994-2006 (calculada como o cociente entre a suma do valor total das clases seleccionadas en todo o período e o valor total comercializado) é do 84,6% en importacións e do 90,2% en exportacións, atendendo á información dos grandes agregados por grupos de utilización, son as importacións de bens de investimento as que presentan a cobertura máis baixa, un 54,9%. Por subseccións da CNAE-93, a cobertura só é inferior ao 50% nas subseccións AA (Agricultura, gandería, caza e silvicultura) en importacións (44,7%), DF (refino de petróleo) en exportacións (40,1%) e DK (industria da construción de maquinaria e equipo mecánico) en exportacións (33,8%).

Debido a que os datos do comercio exterior dun ano se modifican cada mes que se recibe información e non son definitivos ata pasados uns dez meses do remate do ano, os resultados serán provisionais ata que os datos do comercio exterior sexan definitivos.

Anexos

Anexo I : Grupos CUCI eliminados a Priori

Grupos CUCI eliminados a priori	
Código	Descripción
667	Perlas, pedras preciosas e semipreciosas.
792	Aeronaves e equipo conexo; naves espaciais (mesmo satélites) e vehículos de lanzamento de naves espaciais; ás súas partes e ás súas pezas.
793	Buques, embarcacións (mesmo aerodeslizantes) e estruturas flotantes.
811	Edificios prefabricados.
896	Obras de arte, pezas de colección e antigüidades.
897	Xoias e obxectos de ourivaría e pratería e outros artigos de materiais preciosos ou semipreciosos.
899	Outros artigos manufacturados diversos.
911	Paquetes postais non clasificados segundo a súa natureza.
931	Operacións e mercadorías especiais non clasificadas segundo a súa natureza.
961	Moedas (agás de ouro), que non teñan curso legal.
971	Ouro non monetario (agás minerais e concentrados de ouro).

Anexo II : Clases elementais

Clases elementais			
Período	Total	Seleccio- nadas	% sobre total
1994	2.606	213	8,2
1995	2.781	253	9,1
1996	2.798	280	10,0
1997	3.001	339	11,3
1998	2.943	367	12,5
1999	3.047	398	13,1
2000	3.112	416	13,4
2001	3.069	426	13,9
2002	3.369	519	15,4
2003	3.410	591	17,3
2004	3.442	599	17,4
2005	3.502	649	18,5
2006	3.473	674	19,4

Introduccións / importacións								
Número e cobertura das clases elementais seleccionadas								
Período	GU 1		GU 2		GU 3		Total	
	Nº	Cober tura %	Nº	Cober tura %	Nº	Cober tura %	Nº	Cober tura %
1994	38	91,8	14	50,7	57	77,2	109	80,7
1995	34	91,2	12	52,6	66	69,8	112	75,4
1996	43	92,1	13	52,7	76	74,7	132	79,1
1997	51	91,8	16	61,7	85	82,0	152	84,2
1998	68	92,2	20	55,7	92	79,1	180	82,1
1999	80	93,8	21	57,7	95	77,4	196	81,7
2000	81	94,3	18	53,2	107	80,5	206	83,7
2001	92	92,1	19	47,6	102	80,9	213	83,3
2002	101	93,5	29	48,0	132	79,8	262	82,4
2003	109	95,0	32	43,9	154	84,1	295	85,5
2004	112	93,4	27	58,0	168	85,6	307	86,7
2005	121	95,5	25	64,7	175	86,5	321	88,1
2006	129	95,7	23	59,2	174	89,2	326	90,0

Expedicións / exportacións								
Número e cobertura das clases elementais seleccionadas								
Período	GU 1		GU 2		GU 3		Total	
	Nº	Cober tura %	Nº	Cober tura %	Nº	Cober tura %	Nº	Cober tura %
1994	52	94,4	5	76,3	47	72,5	104	84,2
1995	66	94,6	5	4,7	70	80,5	141	81,0
1996	73	93,9	6	82,8	69	75,3	148	85,4
1997	84	95,3	11	94,6	92	81,2	187	89,7
1998	85	93,9	7	93,8	95	81,7	187	89,6
1999	96	95,9	8	90,2	98	81,6	202	89,9
2000	99	94,2	8	88,3	103	83,7	210	90,0
2001	101	95,0	10	90,3	102	82,4	213	90,6
2002	130	96,2	10	90,4	117	82,0	257	91,4
2003	146	97,0	10	90,4	140	86,4	296	93,0
2004	146	95,5	12	91,0	134	84,5	292	91,6
2005	167	93,3	19	89,2	142	85,2	328	90,0
2006	187	95,2	14	90,9	147	85,9	348	91,8

Anexo III : Grupos de utilización e ramas de actividade

Grupos de utilización			
GU a 1 díxito	GU a 2 díxitos	GU a 4 díxitos	Descrición
1			Bens de consumo
	11		Alimentos, bebidas, tabaco
		1100	Alimentos, bebidas, tabaco
	12		Outros bens de consumo
		1211	Automóviles
		1212	Outros bens de consumo duradeiro
		1221	Produtos enerxéticos de consumo
		1222	Outros bens de consumo non duradeiro
2			Bens de equipo
	21		Maquinaria e outros bens de equipo
		2110	Estrutura metálicas e caldeiraría
		2121	Maquinaria agrícola
		2122	Maquinaria para a construción
		2123	Outra maquinaria
	22		Material de transporte
		2211	Agrícola
		2212	Non agrícola
		2220	Ferroviario
		2230	Naval
		2240	Aéreo
	23		Outros bens de capital
		2310	Animais vivos
		2320	Instrumentos e aparatos de óptica, fotografía e cinematografía
		2330	Instrumentos e aparatos médico cirúrxicos
		2340	Outros bens de capital
3			Bens intermedios
	31		Produtos intermedios da agricultura, silvicultura e pesca
		3100	Produtos intermedios da agricultura, silvicultura e pesca
	32		Produtos enerxéticos intermedios
		3200	Produtos enerxéticos intermedios
	33		Produtos industriais intermedios
		3310	Produtos minerais metálicos e non metálicos
		3320	Produtos químicos intermedios
		3330	Produtos intermedios metálicos e para maquinaria
		3340	Material e accesorios eléctricos intermedios
		3350	Produtos intermedios para medios de transporte
		3360	Produtos alimenticios, bebidas e tabaco intermedios
		3370	Produtos intermedios téxtiles, vestidos, coiro e calzado
		3380	Outros produtos intermedios.

Ramas de actividade publicadas

Código rama	Descrición	CNPA
Importacións		
01	Agricultura, gandería, caza e silvicultura	011, 012, 02
02	Pesca e acuicultura	05
03	Hulla e lignito	10
04	Crus de petróleo e gas natural	11
06	Produtos de refino de petróleo	23
08	Minerais metálicos	13
09	Minerais non metálicos nin enerxéticos	14
10	Produtos cárnicos	151
11	Peixe elaborado ou en conserva	152
14	Produtos lácteos	155
15	Pensos para animais	157
16	Bebidas	159
18	Produtos téxtiles, agás confección	17
19	Prendas de vestir, prendas de pel	18
20	Calzado; artigos de coiro e marroquinería	191, 192, 193
21	Madeira e cortizo, agás mobles	20
22	Pasta papeleira, papel e cartón	21, 22
24	Produtos do caucho e materias plásticas	251, 252
25	Produtos minerais non metálicos	26
26	Produtos básicos de ferro e aceiro	27 (agás 274)
27	Metais preciosos e outros metais non férreos	274
28	Prod. metálicos, agás maquinaria e equipo	28
29	Maquinaria e equipo mecánico; aparatos domést. non eléct. e electrodom.	29
31	Maquinaria e material eléctrico	31
33	Automóbiles turismos	34102
34	Automóbiles camións	34104, 34105
35	Automóbiles autobuses	34103
36	Partes e pezas de automóbiles	342, 343
38	Mobles e outras industrias manufactureiras	36
Exportacións		
01	Agricultura, gandería, caza e silvicultura	011, 012, 02
02	Pesca e acuicultura	05
06	Produtos de refino de petróleo	23
09	Minerais non metálicos nin enerxéticos	14
10	Produtos cárnicos	151
11	Peixe elaborado ou en conserva	152
12	Froitas e hortalizas preparadas ou en conserva	153
13	Graxas, aceites e outros produtos alimenticios	154, 156, 158
14	Produtos lácteos	155
15	Pensos para animais	157
16	Bebidas	159
18	Produtos téxtiles, agás confección	17
19	Prendas de vestir, prendas de pel	18
20	Calzado; artigos de coiro e marroquinería	191, 192, 193
21	Madeira e cortizo, agás mobles	20
22	Pasta papeleira, papel e cartón	21, 22
23	Produtos químicos	24
24	Produtos do caucho e materias plásticas	251, 252
25	Produtos minerais non metálicos	26
26	Produtos básicos de ferro e aceiro	27 (agás 274)
27	Metais preciosos e outros metais non férreos	274
28	Prod. metálicos, agás maquinaria e equipo	28
31	Maquinaria e material eléctrico	31
33	Automóbiles turismos	34102
34	Automóbiles camións	34104, 34105
36	Partes e pezas de automóbiles	342, 343
38	Mobles e outras industrias manufactureiras	36