



Enquête Logement 2006

Les extensions régionales et locales

J. Le Guennec

Mars 2009





Plan

- › **L'enquête Logement**
 - Pourquoi des extensions d'échantillon

- › **Echantillonnage**
 - Plan de sondage national
 - Plans de sondage locaux

- › **Fusion des échantillons nationaux et locaux**

- › **Redressement**
 - Non-réponse
 - Calage



L'enquête Logement et les problématiques locales ou régionales

- › Enquête nationale réalisée tous les 4 ans
 - Description du parc de logements
 - Coût du logement
 - Dépenses d'énergie liées au logement
 - Mobilité résidentielle
 - Satisfaction des habitants dans leur logement



L'enquête Logement et les problématiques locales ou régionales

- › Pourquoi des extensions d'échantillon ?
 - La problématique du logement comporte une composante locale importante => demande d'information sur des territoires restreints
 - L'échantillonnage national n'assure pas une précision suffisante pour une diffusion à des niveaux géographiques fins



L'enquête Logement et les problématiques locales ou régionales

- › Les régions ayant financé des extensions d'échantillon
 - **Nord Pas de Calais** : pour une diffusion régionale
 - **Ile de France** : pour une diffusion au niveau départemental
 - **Bretagne, Midi-Pyrénées et Provence Alpes Côte d'Azur** : pour une diffusion régionale et locale
 - 6 aires urbaines en Bretagne : **Rennes, Brest, Vannes, Saint-Brieuc, Lorient, Quimper**
 - Pôle urbain de **Toulouse-Sicoval** en Midi-Pyrénées
 - 3 zones centrées sur les agglomérations de **Marseille, Nice et Avignon** en PACA
 - **Corse** : pour une diffusion locale
 - 2 agglomérations : **Ajaccio et Bastia**



L'enquête Logement et les problématiques locales ou régionales

- › Les problématiques régionales et locales
 - L'endettement des ménages et l'accèsion à la propriété (Bretagne)
 - Les conditions de logement des populations immigrées (régions Sud)
 - Le logement locatif (Corse)
 - La mobilité résidentielle



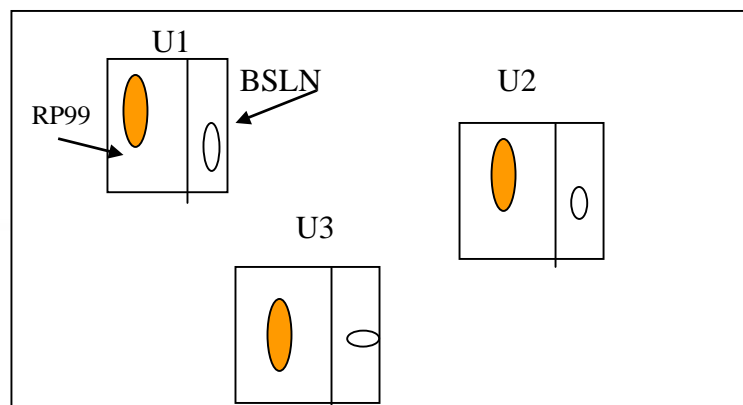
Echantillonnage : plan de sondage national

- › Le plan de sondage national répond à plusieurs objectifs :
 - Description de l'ensemble de la population sur le territoire national -> échantillon principal
 - Connaissance du logement dans les « zones urbaines sensibles » (ZUS) -> échantillon spécifique ZUS
 - Connaissance de la situation de certains allocataires -> échantillon spécifique CNAF
- › Trois bases de sondage :
 - Le recensement de population de 1999 (RP99)
 - La base des logements neufs (BLN) extraite du fichier SITADEL des permis de construire, pour les logements construits après 1999
 - La base des allocataires gérée par la CNAF

Echantillonnage : plan de sondage national

› L'échantillon principal

- Technique habituelle des enquêtes de l'INSEE auprès des ménages
- Tirage de logements à deux degrés, avec un premier degré aréolaire : l'échantillon maître (EM)
- Deux bases de sondage disjointes : le RP 99 et la BSLN
- Le tirage est auto pondéré



U_j =unité primaire j de l'EM



Echantillonnage : plan de sondage national

› L'échantillon ZUS

- Échantillon complémentaire tiré dans les quartiers classés en « zones urbaines sensibles »
- Base de sondage : le RP 99
- Sondage direct à un seul degré, tirage systématique équiprobable
- L'échantillon ZUS n'est pas coordonné avec l'échantillon principal



Echantillonnage : plan de sondage national

- › Échantillons tirés dans des bases externes à l'INSEE :
 - Allocataires CNAF recevant une aide à l'accession à la propriété
 - Allocataires CNAF au titre d'une aide à la location
 - Deux bases de sondage disjointes entre elles, mais pas avec les bases INSEE
 - Plans de sondage non coordonnés avec l'échantillon principal, ni avec l'échantillon ZUS

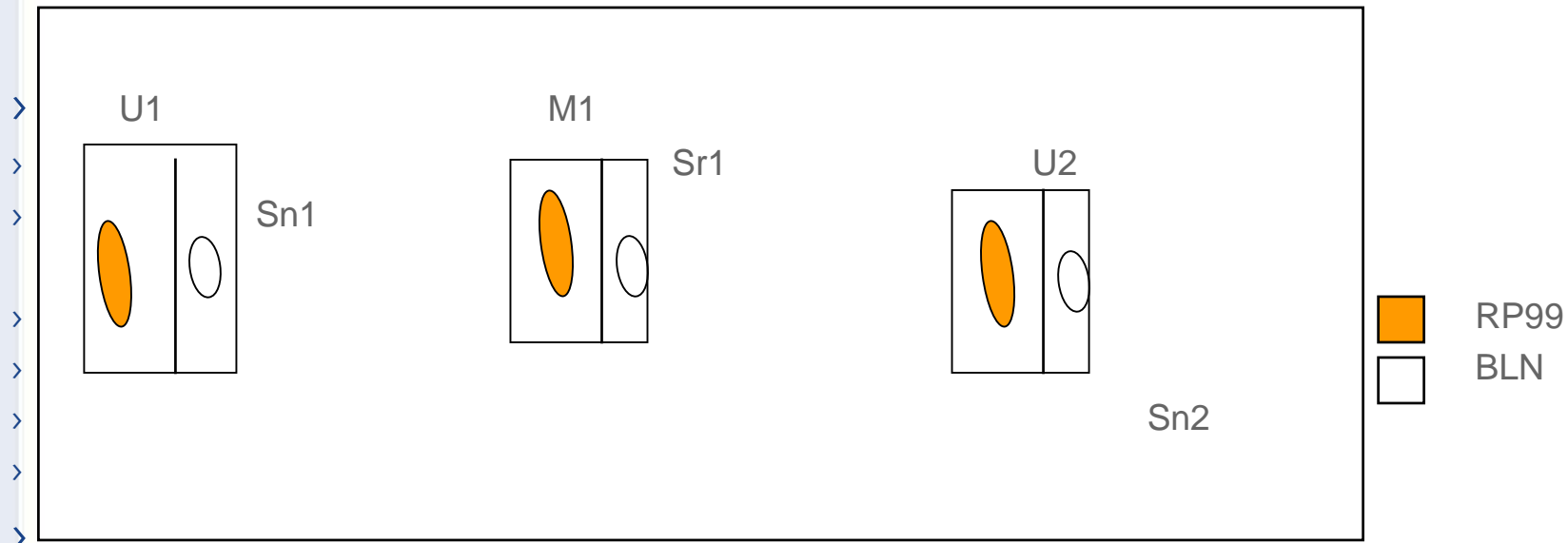
Échantillonnage : les extensions régionales

› Principe

- Accroissement de la taille de l'échantillon dans une région, dans le cadre du plan de sondage national (échantillon principal)
- Au premier degré, accroissement du nombre d'unités primaires par tirage dans l'EMEX
- Au second degré, accroissement du nombre de logements sélectionnés, par rapport à l'allocation nationale entre régions
- L'échantillon régional tiré dans la réunion de l'EM et de l'EMEX est doté d'une pondération unique

Échantillonnage : les extensions régionales

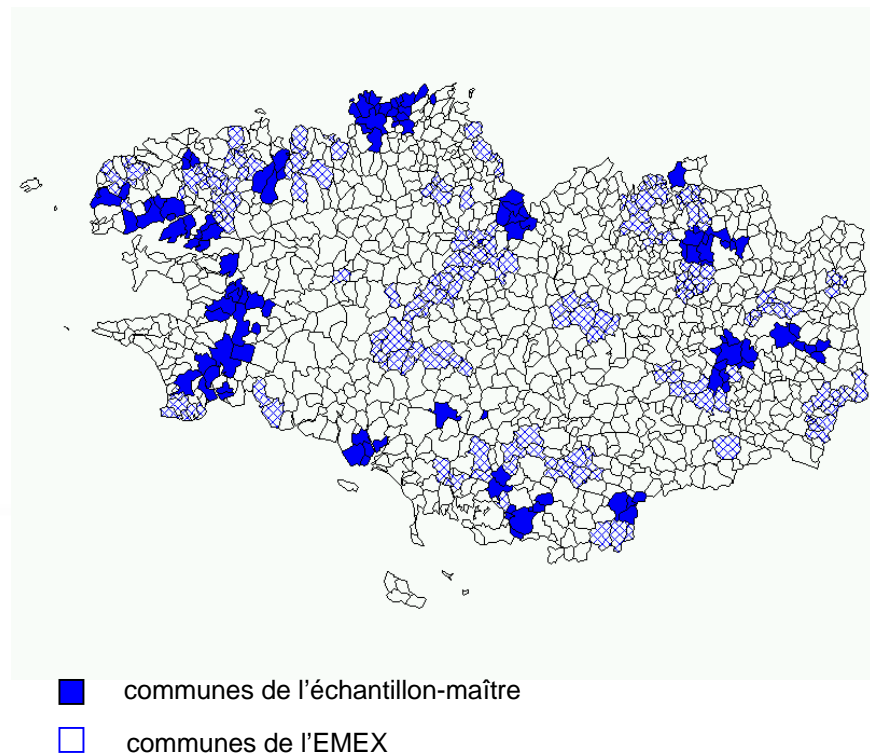
> Région R



- > $\{U1, U2\}$ = Echantillon-maître national \cap région R
- > $\{M1\}$ = EMEX de la région R
- > $\{sn1, sn2, sr1\}$ = échantillon complet de logements de la région R

Échantillonnage : les extensions régionales

- › Un exemple d'échantillon maître régional





Échantillonnage : les extensions régionales

- › Les régions avec tirage dans l'EMEX :
 - Nord-Pas de Calais
 - Provence-Alpes-Côte d'Azur
 - Midi-Pyrénées
 - Bretagne



Échantillonnage : les extensions locales

› Echantillons complémentaires dans 12 zones

– Bretagne : 6 aires urbaines

Rennes

Saint-Brieuc

Brest

Quimper

Vannes

Lorient

– Midi-Pyrénées : pôle urbain de Toulouse-Sicoval

– PACA : 3 zones centrées sur les villes de

Marseille

Nice

Avignon

– Corse : 2 zones autour des villes de

Ajaccio

Bastia



Échantillonnage : les extensions locales

- › Deux bases de sondage disjointes :
 - RP 99
 - Base de logements neufs (BLN) : permis de construire enregistrés dans Sitadel (Ministère de l'Équipement) et déclarés achevés entre mars 1999 et mars 2006
- › Sondage direct à un degré
- › Stratification croisant le type de quartier dans l'agglomération et les caractéristiques du logement disponibles dans la base de sondage
- › Tirage systématique équiprobable dans les strates, dans un fichier ordonné sur des critères corrélés à la problématique du logement



Échantillonnage : les extensions locales

› Stratification du tirage dans le RP 99

- Critère géographique dans la zone : ville-centre, 1ère couronne, 2ème couronne

- Dans les pôles urbains :

 - typologie de quartiers IRIS fondée sur le revenu médian par unité de consommation dans le quartier IRIS (Bretagne, Midi-Pyrénées, PACA)

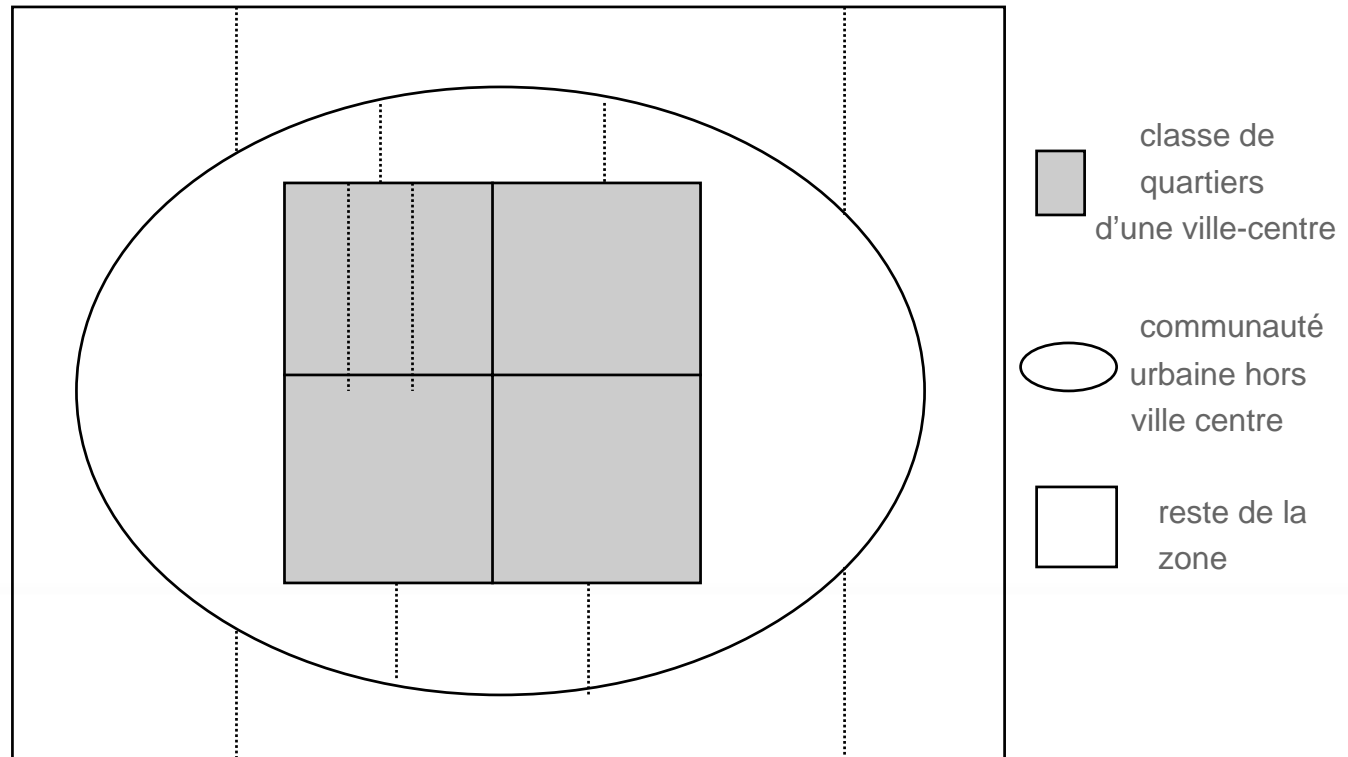
- Périphérie et pôles urbains :

 - Une caractéristique du logement :

 - Taille du logement (Bretagne)
 - Statut d'occupation : locataire, autre (Corse)
 - Personne de référence immigrée ou non (PACA)



Échantillonnage : les extensions locales





Échantillonnage : les extensions locales

- › Stratification des logements neufs
 - Type d’habitat :
 - maisons individuelles
 - Appartements en immeubles collectifs



Les étapes du redressement

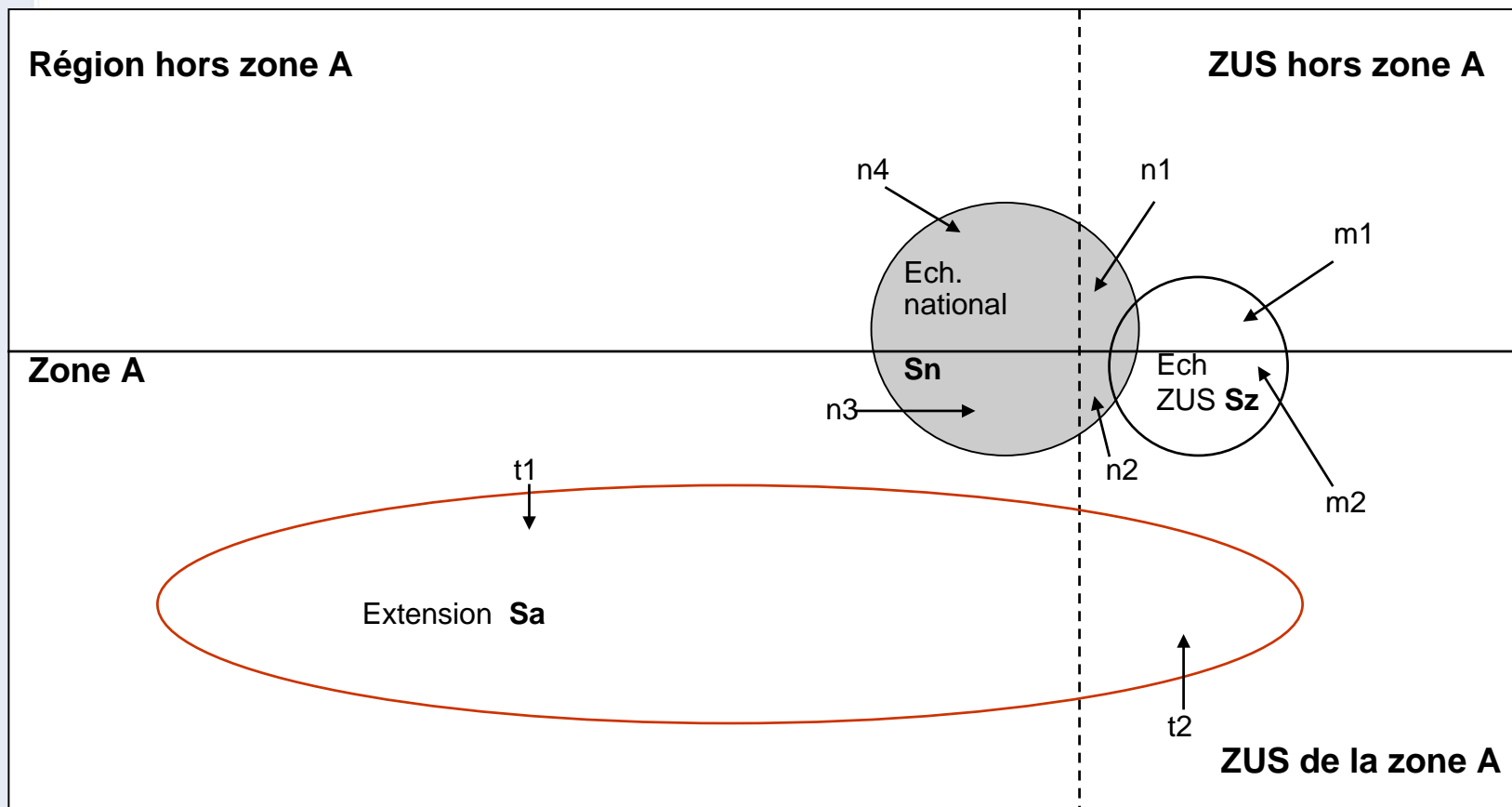
- › Fusion des échantillons initiaux pour une pondération unique par unité sélectionnée
- › Redressement de la non-réponse
- › Calage sur une information auxiliaire



Fusion des échantillons pour une pondération unique

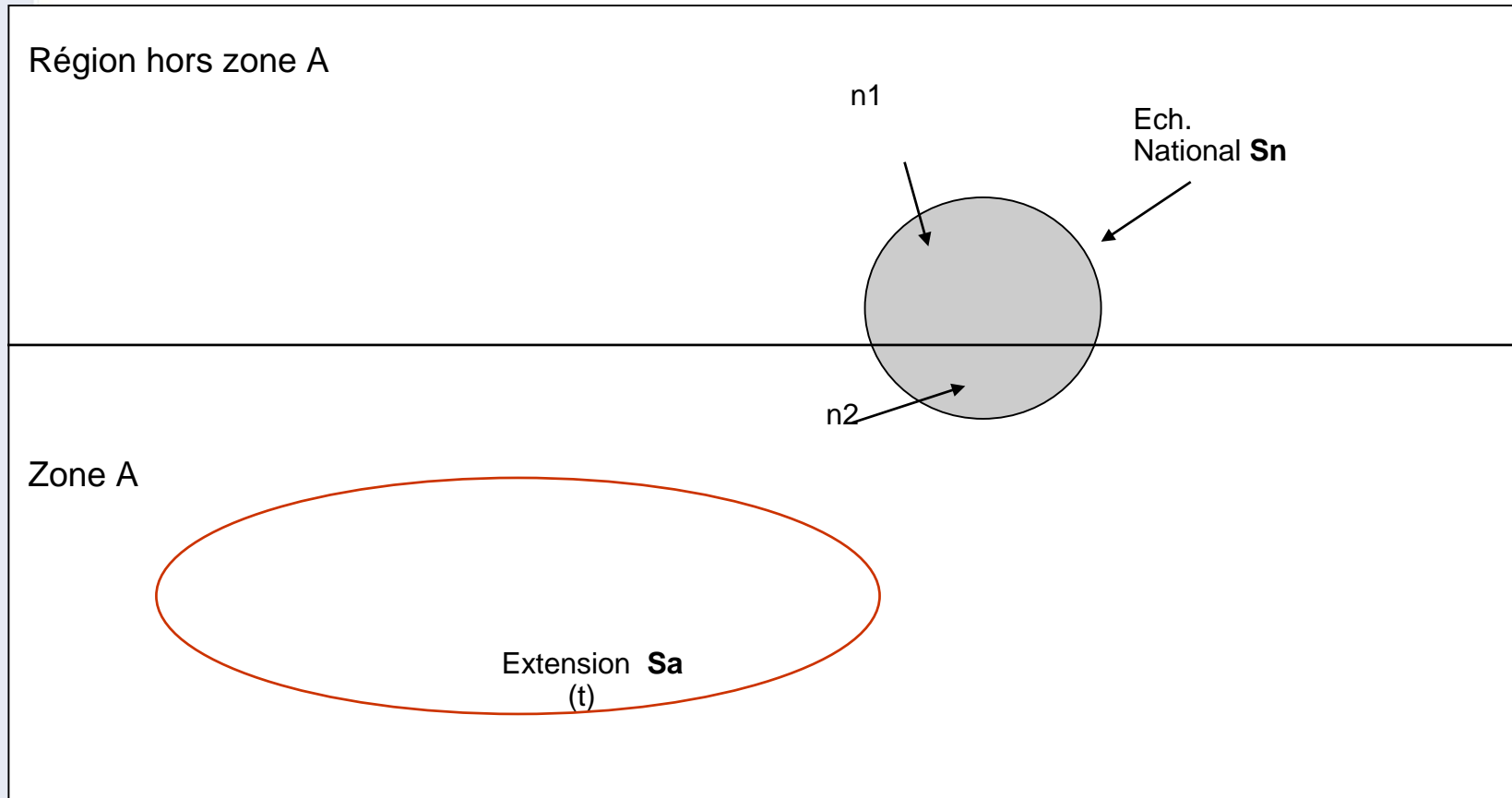
- › Dans une région avec une extension locale, un même territoire est échantillonné plusieurs fois
- › Nécessité d'un partage des poids initiaux pour dépouiller l'enquête avec une pondération unique

Fusion des échantillons pour une pondération unique – logements recensés en 1999





Fusion des échantillons pour une pondération unique – logements construits après 1999





Fusion des échantillons pour une pondération unique

- › Méthode générale de partage des poids (MGPP) :
rappel du principe (J.C. Deville – P. Lavallée)
 - U est la population de la région avec extension locale
 - J bases de sondage B_j non disjointes dont la réunion recouvre U
 - s_j est l'échantillon tiré dans B_j selon le plan p_j
 - $s = \bigcup_j s_j$ est la réunion des échantillons s_j
 - L'enquête mesure la variable d'intérêt γ



Fusion des échantillons pour une pondération unique

Variable de lien : $l_{jk} = 1 \Leftrightarrow k \in B_j$

$l_{jk} = 0 \Leftrightarrow k \notin B_j$

$$L_k = \sum_j l_{jk}$$

Variable auxiliaire : $Z_{jk} = \frac{Y_k}{L_k} \times l_{jk}$

Total de Z dans la région : $Z = \sum_{k \in U} \sum_{j=1}^J Z_{jk} = \sum_{k \in U} \frac{Y_k}{L_k} \sum_{j=1}^J l_{jk} = \sum_{k \in U} Y_k$



Fusion des échantillons pour une pondération unique

Estimer le total Y dans la région R peut se faire en estimant le total Z de la variable auxiliaire par la formule d'Horvitz-Thomson :

$$\hat{Y} = \hat{Z} = \sum_{k \in S} \sum_{j=1}^J \frac{z_{jk}}{\pi_{jk}} = \sum_{k \in S} \frac{y_k}{L_k} \sum_{j=1}^J \frac{1}{\pi_{jk}} l_{jk}$$

$$\pi_{jk} = \text{Prob}\{k \in s_j\}$$

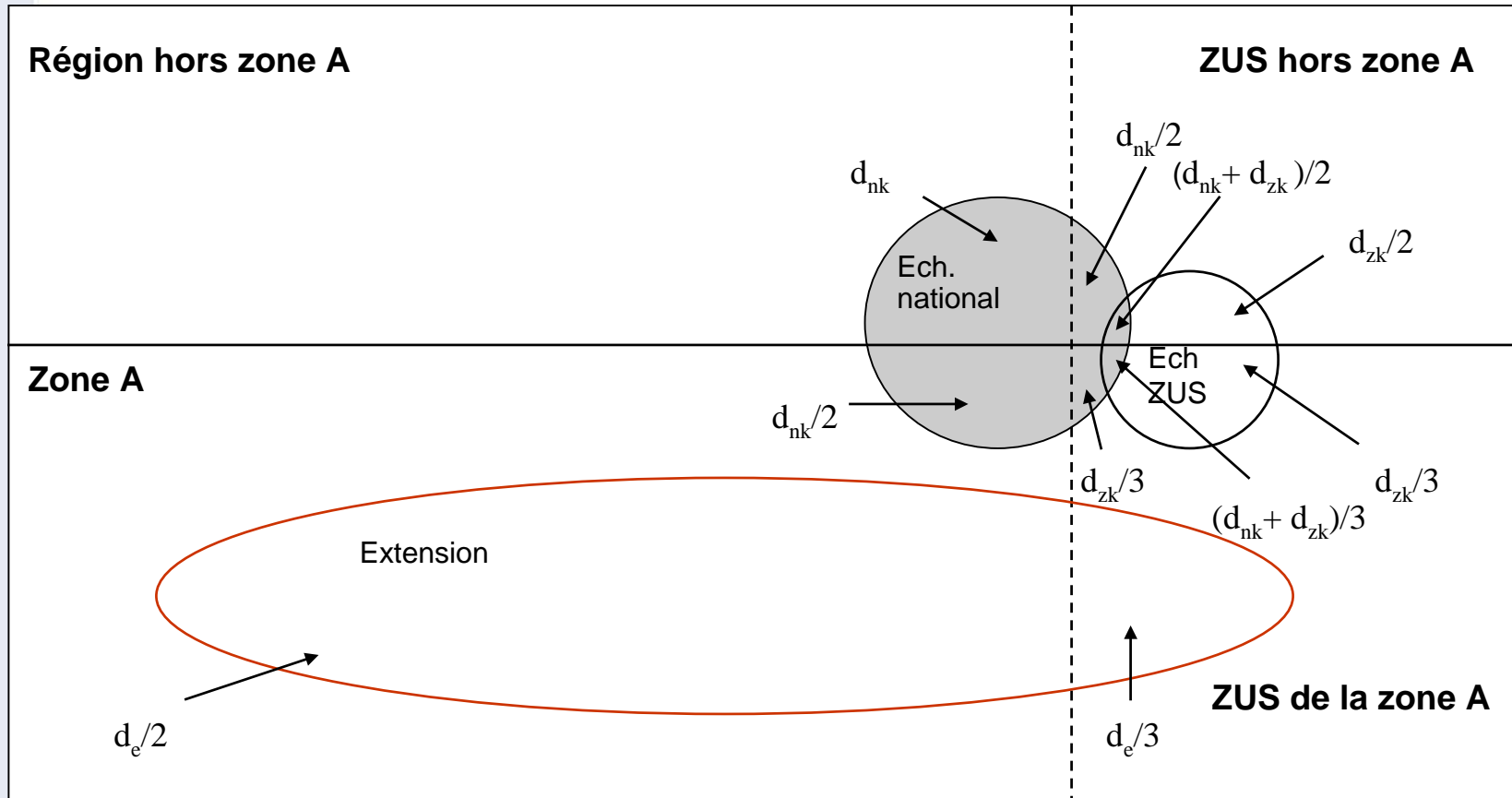
$$E(\hat{Y}) = Y$$

Pondération après partage des poids :

$$d_k = \frac{1}{L_k} \sum_{j=1}^J \frac{1}{\pi_{jk}} l_{jk}$$

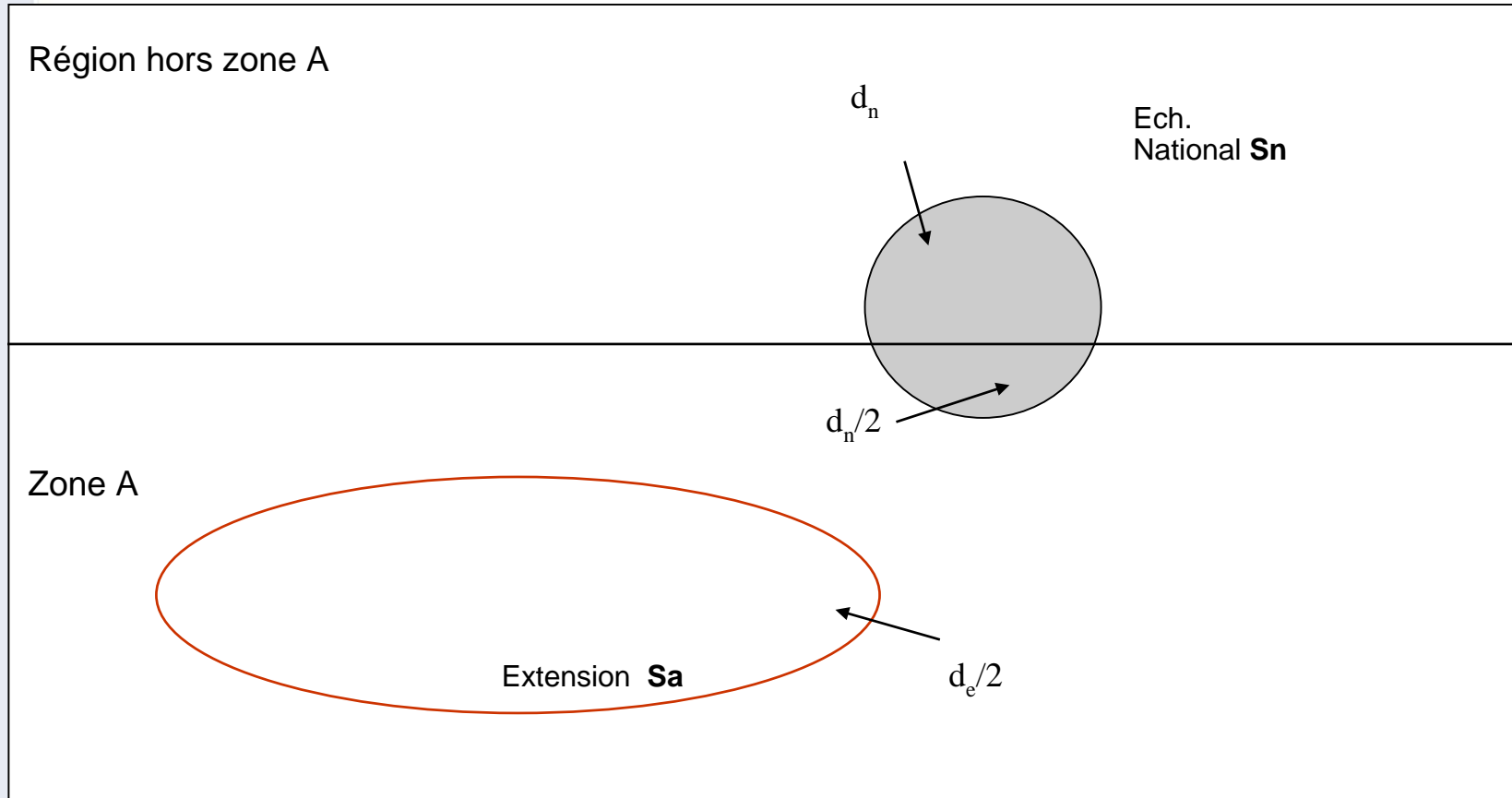


Méthode générale de partage des poids logements recensés en 1999





Méthode générale de partage des poids logements construits après 1999





Fusion des échantillons pour une pondération unique

› Adaptation de la MGPP pour une précision optimisée : l'estimateur « composite » (J.C. Deville)

- On recherche un estimateur sans biais qui minimise la variance
- chacun des plans de sondage p_j fournit un estimateur sans biais du total dans la population U

$$\hat{Y}_j = \sum_{k \in S_j} \frac{y_k}{\pi_{jk}} \quad E(\hat{Y}_j) = Y$$

- L'estimateur du partage des poids est choisi comme une combinaison linéaire des J estimateurs :

$$\tilde{Y} = \sum_j \lambda_j \hat{Y}_j \quad \text{avec :} \quad \sum_j \lambda_j = 1$$



Fusion des échantillons pour une pondération unique

- Si les échantillons s_j sont (ou peuvent être considérés comme) indépendants :

$$V(\tilde{Y}) = \sum_j \lambda_j^2 V(\hat{Y}_j)$$

- La variance est minimum pour les coefficients :

$$\lambda_j = \frac{\prod_{i \neq j} V(\hat{Y}_i)}{\sum_i \left(\prod_{l \neq i} V(\hat{Y}_l) \right)}$$

- Lorsque tous les plans p_j sont aléatoires simples :

$$\lambda_j = \frac{n_j}{n} \quad \text{où : } n = \sum_j n_j$$



Fusion des échantillons pour une pondération unique

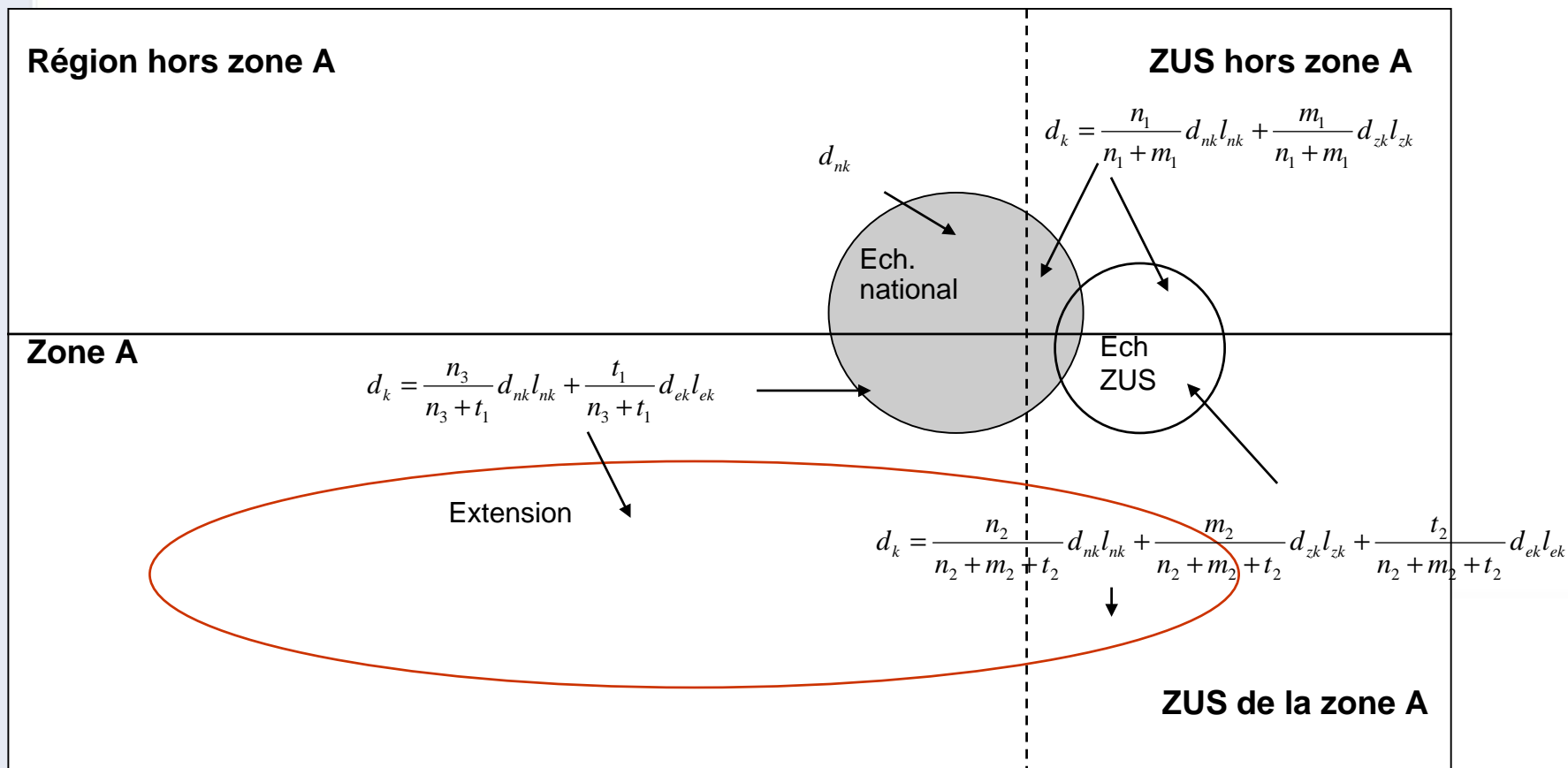
Pondérations après partage des poids optimisé :

$$d_k = \sum_{j=1}^J \frac{1}{\pi_{jk}} \lambda_j l_{jk}$$

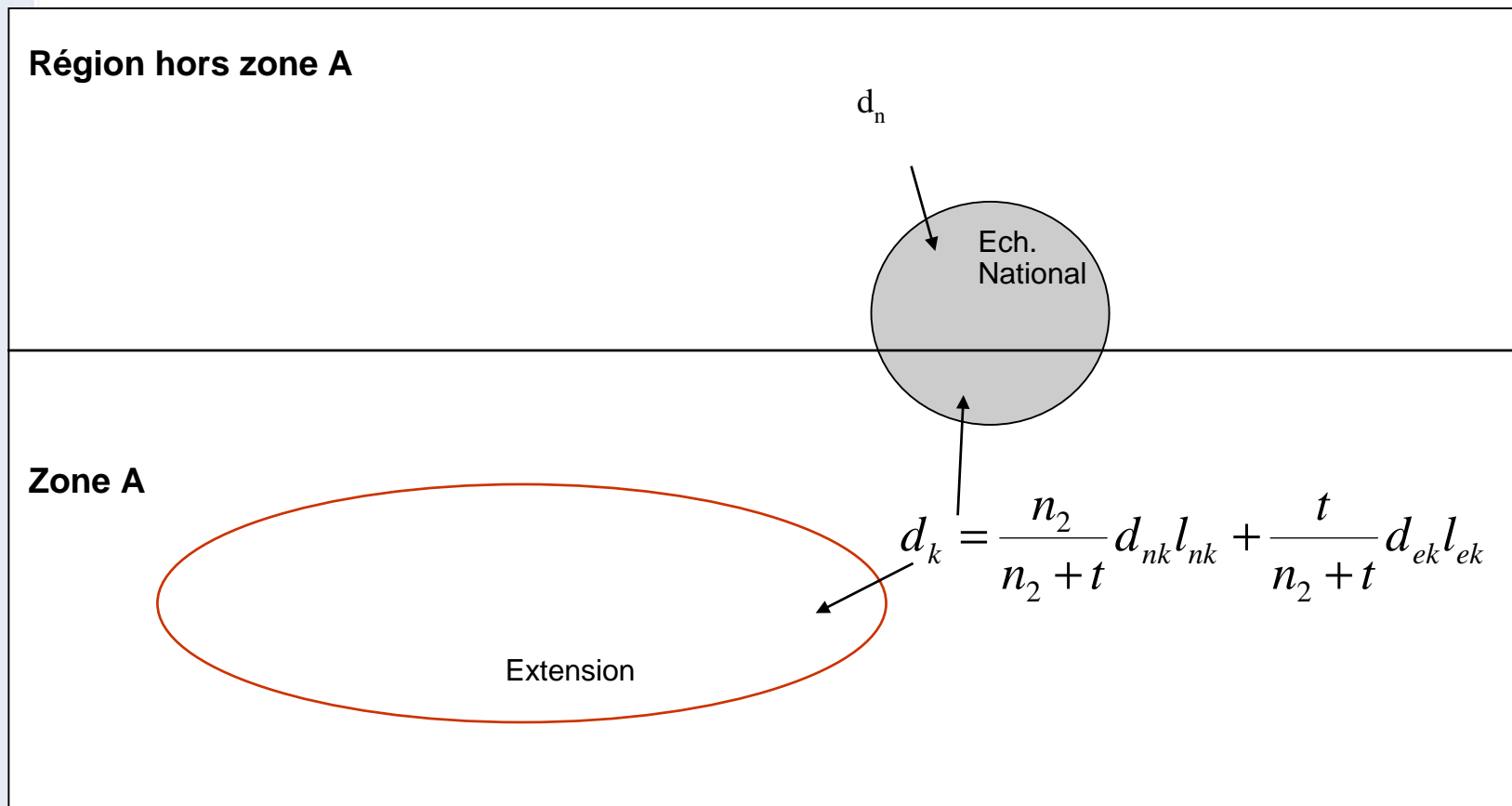
En cas de sondage aléatoire simple :

$$d_k = \sum_{j=1}^J \frac{1}{\pi_{jk}} \frac{n_j}{\left(\sum_j n_j \right)} l_{jk}$$

Partage des poids optimisé logements recensés en 1999



Partage des poids optimisé logements construits après 1999



Comparaison des deux méthodes : estimation du nombre de résidences principales en 1999

Zone	Base de sondage RP 1999	Estimateurs par échantillon		Estimateurs après partage des poids			
		échantillon national	extension locale	Valeurs		Biases d'estimation (%)	
				mgpp	estimateur composite	mgpp	estimateur composite
Brest	126 372	134 199	125 899	130 017	126 754	2,9	0,3
Lorient	78 704	49 806	78 704	64 503	77 580	-18,0	-1,4
Quimper	51 319	48 422	51 319	49 878	51 121	-2,8	-0,4
Rennes	213 653	215 824	213 653	214 906	214 005	0,6	0,2
Saint-Brieuc	50 413	48 422	50 413	49 289	50 349	-2,2	-0,1
Vannes	48 148	74 708	48 148	61 380	51 030	27,5	6,0
reste de la région	641 059	574 148		573 062	572 459	-10,6	-10,7
Bretagne	1 209 668	1 145 530		1 143 034	1 143 298	-5,5	-5,5
Toulouse	341 783	336 099	337 826	338 318	339 147	-1,0	-0,8
reste de la région	728 989	640 277		641 401	642 097	-12,0	-11,9
Midi-Pyrénées	1 070 772	976 376		979 719	981 244	-8,5	-8,4
Avignon	118 634	133 553	120 026	127 174	122 571	7,2	3,3
Marseille	734 808	747 671	739 500	744 108	750 787	1,3	2,2
Nice	450 654	478 281	465 852	471 942	474 467	4,7	5,3
reste de la région	606 154	623 720		623 400	623 280	2,8	2,8
PACA	1 896 302	1 975 805		1 956 026	1 958 439	3,1	3,3
Ajaccio	30 052	20 792	29 402	25 327	29 311	-15,7	-2,5
Bastia	25 818	23 990	25 497	24 457	25 490	-5,3	-1,3

Comparaison des deux méthodes : estimation du nombre de logements HLM en 1999

Zone	Base de sondage RP 1999	Estimateurs par échantillon		Estimateurs après partage des poids			
		échantillon national	extension locale	Valeurs		Biais d'estimation (%)	
				mgpp	estimateur composite	mgpp	estimateur composite
Brest	16 938	16 602	16 661	16 535	16 613	-2,4	-1,9
Lorient	13 514	12 451	13 399	13 340	13 458	-1,3	-0,4
Quimper	5 423	8 301	5 564	6 996	5 756	29,0	6,1
Rennes	31 404	24 903	31 447	27 605	30 457	-12,1	-3,0
Saint-Brieuc	6 490	9 684	6 502	8 030	6 606	23,7	1,8
Vannes	6 183	11 068	6 478	8 646	6 891	39,8	11,5
reste de la région Bretagne	51 502 131 454	44 272 127 281		43 572 124 724	43 183 122 964	-15,4 -5,1	-16,2 -6,5
Toulouse (pu+si)	44 402	41 518	41 022	42 362	42 746	-4,6	-3,7
reste de la région Midi-Pyrénées	47 033 91 435	46 461 87 979		47 198 89 560	47 655 90 400	0,4 -2,1	1,3 -1,1
Avignon	17 929	22 259	17 901	20 466	18 974	14,2	5,8
Marseille	116 083	112 436	113 265	113 172	115 461	-2,5	-0,5
Nice	37 161	30 249	41 039	36 055	34 009	-3,0	-8,5
reste de la région PACA	57 904 228 262	68 376 232 749		68 302 237 167	68 274 235 724	18,0 3,9	17,9 3,3
Ajaccio	3 059	1 599	3 037	2 202	2 980	-28,0	-2,6
Bastia	4 516	6 397	4 514	5 084	4 588	12,6	1,6



Calage sur une information auxiliaire : des équations par zone avec extension

- › Calage de l'échantillon fusionné par zone avec extension et par région
- › On résout des équations de la forme :

$$\sum_{k \in U_A} w_k y_k = Y_A \quad \rightarrow \text{zone A}$$

$$\sum_{k \in U_R} w_k y_k = Y_R \quad \rightarrow \text{région R}$$

$$U_A \subset U_R$$



Calage sur une information auxiliaire : justification d'un calage au niveau local

- › Pourquoi un calage spécifique par zone, c'est-à-dire par domaine ?

(P. Ardilly)

Estimateur d'un total après calage sur les totaux nationaux de variables auxiliaires :

$$\hat{Y}_{cal} \approx \hat{Y}_{reg} = Y + \hat{U}_{HT}$$

$$\hat{U}_{HT} = \sum_{k \in s} \frac{\hat{u}_k}{\pi_k} = \sum_{k \in s} \frac{y_k - \hat{\mathbf{b}}' \mathbf{x}_k}{\pi_k}$$

$$EQM(\hat{Y}_{cal}) \approx EQM(\hat{U}_{HT})$$



Calage sur une information auxiliaire

Estimateur d'un total dans le domaine A après calage national :

$$\varepsilon_{A,k} = 1 \Leftrightarrow k \in U_A \quad \varepsilon_{A,k} = 0 \Leftrightarrow k \notin U_A \quad Z_k = Y_k \times \varepsilon_{A,k}$$

$$Y_A = \sum_{k \in U_A} Y_k = \sum_{k \in U} Z_k$$

$$\hat{Y}_A = \hat{Z}_{cal} = Z + \hat{U}_{HT(Z)} = Y_A + \hat{U}_{HT(Z)}$$

$$\hat{U}_{HT(Z)} = \sum_{k \in s} \frac{z_k - \hat{\mathbf{b}}' \mathbf{x}_k}{\pi_k} = \sum_{k \in s \cap U_A} \frac{y_k - \hat{\mathbf{b}}' \mathbf{x}_k}{\pi_k} + \sum_{k \in s \cap U_{\bar{A}}} \frac{-\hat{\mathbf{b}}' \mathbf{x}_k}{\pi_k}$$



Calage sur une information auxiliaire : les sources d'information

- › Les bases de sondage :
 - Recensement de 1999 -> caractéristiques des logements construits avant 1999 et résidences principales à cette date (77 % de l'échantillon)
 - Sitadel -> effectif de logements construits depuis 1999 par type d'habitat (individuel, collectif)
- › Les sources externes :
 - Les enquêtes de recensement 2004 à 2006
 - Estimation par modélisation du parc de logements des petites communes (groupe de travail INSEE)
 - Données de fiscalité locale
 - Les estimations annuelles de population



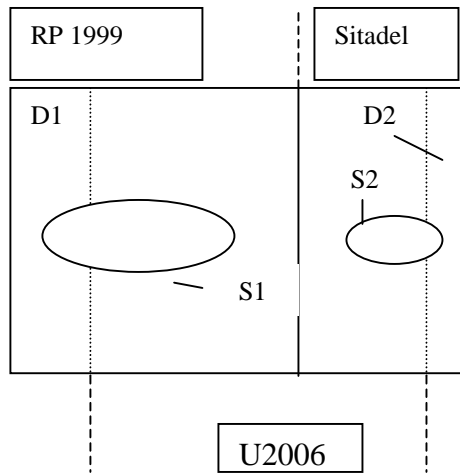
Calage sur une information auxiliaire

› Problèmes :

- Les totaux des bases de sondage sous-estiment le parc immobilier par rapport aux premiers résultats du recensement rénové
- Pour caler les résultats sur un total mesuré en 2006, la variable de calage doit avoir la même définition dans l'enquête et dans la source externe utilisée



Calage sur une information auxiliaire



Solution retenue :

- **pré-calage des caractéristiques du logement sur les totaux des bases de sondage**
- **calage de quelques paramètres du logement et du nombre d'individus sur les effectifs 2006**



Calage sur une information auxiliaire

› Schéma de pré-calage

Situation du logement en 2006	Catégorie du logement en 1999			Logement construit depuis 1999
	Résidence principale	Résidence secondaire ou occasionnelle	Logement vacant	
Résidence principale				
Résidence secondaire ou occasionnelle				
Logement vacant				
Logement disparu				
Total de la base de sondage	↓ N1	↓ N2	↓ N3	↓ N4



Calage sur une information auxiliaire

Catégorie de logement	Variables de pré-calage	
Résidences principales en 1999	type d'habitat (individuel / collectif) type de propriété : hlm / autre taille du logement : nombre de pièces ou surface statut d'occupation : propriétaire / locataire nombre de personnes habitant le logement en 1999 mode principal de chauffage strate de l'extension locale	
Résidences secondaires, occasionnelles, vacantes en 1999	catégorie de logement en 1999 type d'habitat	
Logements neufs	strate de l'extension locale (croisement : quartier, type d'habitat)	



Calage sur une information auxiliaire

› Schéma du calage définitif

– Nombre de logements en 2006

Par catégorie (résidences principales / logements vacants ou résidences secondaires)

– Nombre de ménages en 2006

Par type d'habitat (appartements, autres logements)

Par taille de ménage (1 personne / 2 ou plus)

– Population en 2006

Par âge

Par sexe

Situation du logement en 2006	Catégorie du logement en 1999			Logement construit depuis 1999	Total en 2006
	Résidence principale	Résidence secondaire ou occasionnelle	Logement vacant		
Résidence principale					→ M1
Résidence secondaire, occasionnelle, logement vacant					→ M2



Redressement de la non-réponse

- › Les facteurs corrélés au comportement de réponse :
 - Le type d’habitat : maison individuelle, immeuble collectif
 - La taille du ménage : personnes seules, autres ménages
 - La taille du logement
 - Le type d’activité de la personne de référence (étudiant, retraité, actif)



Redressement de la non-réponse totale

- › Contrainte :
 - Dans le calage définitif, déformer le moins possible les structures issues du pré-calage (logements recensés en 1999)
 - => on redresse la non-réponse dès le calage sur les bases de sondage
- › Trois techniques de redressement testées :
 - Repondération pour non-réponse avant calage, par groupe homogène de réponse
 - Redressement par calage simple
 - Redressement par calage généralisé



Redressement de la non-réponse

- › Repondération avant calage : $d_k^* = d_k \times \frac{n_{g(k)}}{r_{g(k)}}$

$$\sum_{k \in sr} d_k^* F(\lambda' \mathbf{x}_{1k}) \mathbf{x}_{1k} = \sum_{k \in sr} \frac{d_k}{\hat{p}_k} F(\lambda' \mathbf{x}_{1k}) \mathbf{x}_{1k} = \sum_{k \in U} \mathbf{x}_{1k} = \mathbf{X}_1$$

- › Redressement direct par calage simple :

$$\sum_{k \in sr} d_k F(\mu' \mathbf{x}_{2k}) \mathbf{x}_{2k} = \sum_{k \in U} \mathbf{x}_{2k} = \mathbf{X}_2$$

- › Redressement direct par calage généralisé :

$$\sum_{k \in sr} d_k F(\lambda' \mathbf{z}_k) \mathbf{x}_{2k} = \sum_{k \in U} \mathbf{x}_{2k} = \mathbf{X}_2$$



Redressement de la non-réponse

› Calage généralisé

- Variables instrumentales : facteurs corrélés au comportement de réponse, observés sur les seuls répondants
- Ici, elles servent à pallier l'ancienneté de la base de sondage
- Instruments utilisés :
 - Taille du ménage** occupant le logement en 2006
 - Catégorie du logement en 2006** : résidence principale, résidence secondaire ou occasionnelle, logement vacant, logement disparu
- Identité de dimension des vecteurs x_k et z_k : obtenue en complétant le vecteur z_k par les autres variables x_k supposées constantes en 1999 et en 2006



Redressement de la non-réponse

› Exemple : pôle urbain de Toulouse

Vecteur de calage

$$X_k = \begin{bmatrix} 1_{\text{€ pôle urbain}} \times 1_{\text{€ rés.principale en 1999}} \\ 1_{\text{€ pôle urbain}} \times 1_{\text{€ rés. secondaire en 1999}} \\ 1_{\text{€ pôle urbain}} \times 1_{\text{€ logement vacant en 1999}} \\ 1_{\text{€ pôle urbain}} \times 1_{\text{€ ménage d'une personne en 1999}} \\ 1_{\text{€ pôle urbain}} \times 1_{\text{€ ménage de 2 personnes en 1999}} \\ 1_{\text{€ pôle urbain}} \times 1_{\text{€ ménage de 3 personnes en 1999}} \\ 1_{\text{€ pôle urbain}} \times 1_{\text{€ ménage de 4 personnes ou plus en 1999}} \\ 1_{\text{€ pôle urbain}} \times 1_{\text{€ ménage propriétaire en 1999}} \\ 1_{\text{€ pôle urbain}} \times 1_{\text{€ appartement dans un immeuble collectif}} \\ 1_{\text{€ pôle urbain}} \times 1_{\text{€ HLM en 1999}} \\ 1_{\text{€ pôle urbain}} \times 1_{\text{€ logement d'une pièce}} \\ 1_{\text{€ pôle urbain}} \times 1_{\text{€ logt de 2 pièces}} \\ 1_{\text{€ pôle urbain}} \times 1_{\text{€ logt de 3 pièces}} \\ 1_{\text{€ pôle urbain}} \times 1_{\text{€ logt de 4 pièces}} \\ 1_{\text{€ pôle urbain}} \times 1_{\text{€ logt de 5 pièces ou plus}} \\ 1_{\text{€ pôle urbain}} \times 1_{\text{€ strate de tirage}} \end{bmatrix}$$



Redressement de la non-réponse

Vecteur de
variables
instrumentales

$$Z_k = \begin{bmatrix} 1_{\in \text{pôle urbain}} \times 1_{\in \text{rés.principale en 2006}} \\ 1_{\in \text{pôle urbain}} \times 1_{\in \text{rés.secondaire en 2006}} \\ 1_{\in \text{pôle urbain}} \times 1_{\in \text{logement vacant en 2006}} \\ 1_{\in \text{pôle urbain}} \times 1_{\in \text{ménage d'une personne en 2006}} \\ 1_{\in \text{pôle urbain}} \times 1_{\in \text{ménage de 2 personnes en 2006}} \\ 1_{\in \text{pôle urbain}} \times 1_{\in \text{ménage de 3 personnes en 2006}} \\ 1_{\in \text{pôle urbain}} \times 1_{\in \text{ménage de 4 personnes ou plus en 2006}} \\ 1_{\in \text{pôle urbain}} \times 1_{\in \text{ménage propriétaire en 2006}} \\ 1_{\in \text{pôle urbain}} \times 1_{\in \text{appartement dans un immeuble collectif}} \\ 1_{\in \text{pôle urbain}} \times 1_{\in \text{HLM en 1999}} \\ 1_{\in \text{pôle urbain}} \times 1_{\in \text{logement d'une pièce}} \\ 1_{\in \text{pôle urbain}} \times 1_{\in \text{logt de 2 pièces}} \\ 1_{\in \text{pôle urbain}} \times 1_{\in \text{logt de 3 pièces}} \\ 1_{\in \text{pôle urbain}} \times 1_{\in \text{logt de 4 pièces}} \\ 1_{\in \text{pôle urbain}} \times 1_{\in \text{logt de 5 pièces ou plus}} \\ 1_{\in \text{pôle urbain}} \times 1_{\in \text{strate de tirage}} \end{bmatrix}$$



Redressement de la non-réponse : résultats comparés nombre de résidences principales estimé en 2006

Région	Estimation 2006 RRP	repondération pour non- réponse par GHR avant pré- calage	Non-réponse redressée par calage simple	Non-réponse redressée par calage généralisé
Midi-Pyrénées	1 212 695	1 152 407	1 110 580	1 175 243
Pôle urbain de Toulouse	390 796	375 763	361 106	379 835
Provence Alpes Côte d'Azur	2 077 591	2 020 033	1 909 365	2 041 750
Marseille	801 761	775 905	748 687	754 358
Nice	483 532	477 332	439 241	430 583
Avignon	132 681	127 468	121 040	130 246
Bretagne	1 344 841	1 309 265	1 268 517	1 267 002
Rennes	241 875	243 390	240 068	238 518
Brest	136 410	134 263	130 853	139 184
Vannes	57 847	57 125	54 970	59 890
Quimper	57 904	54 714	52 130	54360
Lorient	87 858	85 685	84 470	85 378
Saint-Brieuc	56 675	53 991	52 547	52 453



Redressement de la non-réponse : résultats comparés population estimée en 2006

Région	Estimation 2006 RRP	repondération pour non- réponse par GHR avant pré- calage	Non-réponse redressée par calage simple	Non-réponse redressée par calage généralisé
Midi-Pyrénées	2 681 090	2 639 385	2 552 838	2 627 352
Pôle urbain de Toulouse	820 560	824 649	797 940	799 503
Provence Alpes Côte d'Azur	4 660 040	4 584 341	4 353 895	4 498 129
Marseille	1 838 146	1 831 882	1 772 579	1 769 825
Nice	1 038 314	1 32 027	956 473	886 611
Avignon	307 734	302 675	288 794	310 545
Bretagne	2 996 270	3 108 230	3 021 363	2 966 267
Rennes	549 234	584 690	579 083	586 483
Brest	301 456	316 495	310 172	302 830
Vannes	127 818	136 456	132 020	142 775
Quimper	125 259	125 485	120 917	121 362
Lorient	187 367	196 963	195 544	183 915
Saint-Brieuc	124 095	124 112	121 314	116 373



Redressement de la non-réponse : résultats comparés nombre de personnes par ménage estimé en 2006

Région	Estimation 2006 RRP	repondération pour non- réponse par GHR avant pré- calage	Non-réponse redressée par calage simple	Non-réponse redressée par calage généralisé
Midi-Pyrénées	2,23	2,29	2,30	2,23
Pôle urbain de Toulouse	2,10	2,19	2,21	2,10
Provence Alpes Côte d'Azur	2,24	2,27	2,28	2,20
Marseille	2,29	2,36	2,37	2,35
Nice	2,15	2,16	2,18	2,06
Avignon	2,32	2,37	2,38	2,38
Bretagne	2,23	2,37	2,38	2,34
Rennes	2,27	2,40	2,41	2,46
Brest	2,21	2,36	2,37	2,18
Vannes	2,21	2,39	2,40	2,39
Quimper	2,16	2,29	2,32	2,23
Lorient	2,13	2,30	2,31	2,15
Saint-Brieuc	2,19	2,30	2,31	2,22



C'est fini !